



Master thesis for the Master of Philosophy of Economics degree

Humankapital og økonomisk vekst

En empirisk etterprøving av Mankiw, Romer og Weil (1992)

Nina Stangeland

August 2007

Department of Economics

University of Oslo

Forord

Dette har vært en spennende og lærerik prosess fra begynnelse til slutt. Det har resultert i et semester med en mengde utfordringer, bedre forståelse og dypere interesse for tema som lenge har fanget min oppmerksomhet. Til tider har denne perioden også bydd på frustrasjon ovenfor den metodiske fremgangsmåten og temaet som blir belyst i oppgaven. I løpet av denne prosessen er det noen personer som har vært uunnværlig.

Takk til min veileder Kåre Bævre for å ha geleidet meg i havn. Du har gjennom hele prosessen bidratt med kloke råd, og vist oppriktig interesse for utformingen og det faglige innholdet i oppgaven. Resultatet ville ikke blitt det samme uten deg.

Takk til de fantastiske menneskene jeg har rundt meg i min familie, svigerfamilie og blant gode venner, som har vist interesse og forståelse for gjennomføringen av denne oppgaven. Spesielt takk til Tone for at du har lest korrektur, og belært meg om ”dette og denne”.

Den største takknemlighet til min kjære mann. Dine faglige innspill og interesse for oppgaven har alltid vært til stor hjelp. Men mest av alt har du har motivert meg, vært utrolig tålmodig og forståelsesfull. Din støtte og tilstedeværelse betyr alt!

Nina Stangeland

Innholdsfortegnelse

1. INNLEDNING.....	1
2. NEOKLASSISKE VEKST MODELLER OG "DEN NEOKLASSISKE GJENOPPLIVINGEN".....	3
2.1 SOLOW-MODELL MED TEKNOLOGISK FREMGANG.....	5
2.1.1 Tilpassning av modellen til økonometrisk analyse	8
2.1.2 Hvor bra gjør Solow-modellen det empirisk?.....	9
2.1.3 Hva er problemene med Solow-modellen.....	11
2.1.4 Utvidet Solow-modell med fysisk kapital og humankapital.....	13
2.2 MANKIW, ROMER OG WEILS (1992) UTVIDELSE AV SOLOW- MODELLEN.....	14
2.2.1 Tilpassning av modellen til økonometrisk analyse.....	17
2.2.2 Hvor bra gjør Solow-modellen utvidet for humankapital seg empirisk?.....	18
2.3 ANDRE NEOKLASSISKE TILNÆRMINGER: RAMSEY MODELLEN.....	20
3. DEBATTEN OM HUMANKAPITAL SIN PÅVIRKNING PÅ ØKONOMISK VEKST.....	20
3.1 METODOLOGI OG ØKONOMETRISK KRITIKK.....	21
3.1.1 Forenklingen om produktivitetsforskjellene.....	21
3.1.2 Endogeniteten til variablene.....	22
3.1.3 Teoretisk.....	23
3.1.4 Konvergens.....	24
3.2 MÅLING AV HUMANKAPITAL.....	26
3.2.1 Investeringer i utdanning eller nivået av utdanning?.....	26
3.2.2 Avkastningen av utdanning.....	27
3.2.3 Utdanningsnivået som måles.....	28
3.2.4 Andre spesifikasjoner av humankapital.....	29
4. DATA OG INNDELING I ULIKE UTVALG.....	31

4.1 DATA.....	31
<i>Befolkningsvekst</i>	31
<i>Spareraten og BNP</i>	31
<i>Humankapital</i>	32
<i>Teknologisk fremgang og depresiering</i>	35
4.2 INNDELING I ULIKE UTVALG.....	36
4.3 DESKRIPTIV STATISTIKK.....	37
5. RESULTATER FRA DEN EMPIRISKE ANALYSEN.....	38
5.1 SOLOW-MODELLEN MED TEKNOLOGI.....	38
5.2 SOLOW-MODELLEN UTVIDET FOR HUMANKAPITAL.....	41
5.2.1 <i>Sammenlikninger med Mankiw, Romer og Weil (1992)</i>	44
5.2.2 <i>Resultatet av å måle humankapital i form av ulike utdanningsnivåer</i>	46
5.2.3 <i>En negativ effekt av barneskoleutdanning?</i>	48
6.0 OPPSUMMERING OG KONKLUSJONER.....	57
 Litteraturliste	
Appendiks A: Datasett	
Appendiks B: Deskriptiv statistikk	
Appendiks C: Korrelasjonsplot	

1.0 Innledning

Vekstteorien var i den siste tiden frem mot 90-tallet dominert av såkalte endogene vekst modeller. De endogene vekstmodellene så ut til å forklare virkeligheten bedre enn neoklassiske modeller både empirisk og teoretisk, men det viste seg at dette ikke skulle vare evig. På bakgrunn av Mankiw, Romer og Weil (1992) ble Solow-modellens kapitalakkumulasjon igjen en aktuell kandidat til å forklare hvorfor det observeres store forskjeller i inntekt på verdensbasis. Dette var fordi Mankiw, Romer og Weil (1992) utvidet Solow-modellen til å inkludere humankapital som et bredere begrep av kapital. De fant, ved å inkludere humankapital at modellen ble mer i tråd med den observerte virkeligheten. Hele 78 % av variasjonen i inntekt pr. arbeider på tvers av land kunne nå forklares på bakgrunn av Solow-modellens kapitalakkumulasjon. Noe som vakte stor oppsikt.

I kjølevannet av dette ble det rettet mye oppmerksomhet til hvordan de internasjonale forskjellene i inntekt kunne forklares. Var det virkelig slik at kapitalakkumulasjonen fra Solow-modellen kunne forklare mesteparten av forskjellene i inntekt slik Mankiw, Romer og Weil (1992) rapporterte? Dette ville i så fall bety at humankapital hadde en betydelig rolle i å forklare den økonomiske veksten. Eller var det slik at Mankiw, Romer og Weils (1992) konklusjoner bygget på en analyse med svakheter som gjorde at effekten av humankapital var overdrevet? Klenow og Rodriguez-Clare (1997) mener at konklusjonene bygger på en analyse med svakheter blant annet fordi andre målinger av humankapital gir opphav til ulike konklusjoner. Andre mener at de rapporterte resultatene til Mankiw, Romer og Weil (1992) er overdrevet og at de internasjonale variasjonene i inntekt best kan forklares ved hjelp av produktivitetsforskjeller.

Den tofoldige kritikken rundt Mankiw, Romer og Weils (1992) analyse dreier seg for det første om at studiet har metodiske begrensninger. Dette går ut på at Mankiw, Romer og Weil (1992) ikke tar hensyn til at det er produktivitetsforskjeller på tvers av land, at regressorene trolig er endogene og at det antas at produktfunksjonen for begge typer kapital er lik. Den andre kritikken rettes mot deres måling av humankapital. I deres studie er humankapital målt som investeringer i "secondary school". Dette betyr at de tar utgangspunkt i et konkret utdanningsnivå som skal representere humankapital i analysen. Men er et slikt mål for humankapital tilstrekkelig? Eller gir ulike mål for humankapital opphav til ulike konklusjoner?

I oppgaven ønsker jeg å fokusere på noe av kritikken rundt Mankiw, Romer og Weil (1992) gjennom en empirisk analyse. Den empiriske analysen vil undersøke to problemstillinger rundt deres analyse. For det første vil jeg replikere Mankiw, Romer og Weils (1992) studie for å finne ut om resultatene fra deres analyse også er forenelig med oppdaterte data. I analysen vil det i tillegg inkluderes 39 nye land som gjør det mulig å se om konklusjonene som trekkes fra Mankiw, Romer og Weil (1992) er sensitive i forhold til inkluderingen av andre observasjoner. En slik tilnærming krever at dataene som brukes er mest mulig lik dataene fra Mankiw, Romer og Weil (1992), i tillegg til at de økonometriske metodene og konstruksjonen av variablene er like. Dette vil gjøre det mulig å sammenligne resultatene i denne analysen med resultatene i Mankiw, Romer og Weil (1992). Ut i fra analysen i oppgaven vil det være mulig å teste både de kvalitative og kvantitative prediksjonene i Solow-modellen om hvordan spareraten, humankapital (investeringer i utdanning) og befolkningsveksten påvirker steady state nivået av inntekt pr. arbeider.

Den andre problemstillingen som tas opp er sensitiviteten til målingen av humankapital. I oppgaven vil jeg konstruere ulike humankapitalvariabler på bakgrunn av samme metodologi som Mankiw, Romer og Weil (1992) konstruerte humankapitalvariabelen i sitt studie på. Dette blir gjort ved å ta i bruk ulike utdanningsnivåer i tillegg til den demografiske justeringsfaktoren som ble introdusert i deres studie. Oppgaven vil dermed skille seg ut fra tidligere studier som ble gjort i kjølevannet av Mankiw, Romer og Weil (1992), ettersom denne analyse ønsker å belyse sensitivitets kritikken rundt Mankiw, Romer og Weils (1992) måling av humankapital i deres eget rammeverk. Dette blir gjort i håp om å komme frem til resultater som kan være aktuelle for å kaste mer lys over debatten om hvordan målingen av humankapital er avgjørende for variabelens påvirkning på økonomisk vekst. I lys av tidligere studier er det allerede påpekt en rekke mangler ved studiet til Mankiw, Romer og Weil (1992). Men til tross for dette vil oppgaven følge deres metodologi for at analysen blir mest mulig sammenlignbar med det opprinnelige studiet.

Strukturen på oppgaven er som følger:

I kapittel 2 legges den neoklassiske modellrammen som skal brukes til å analysere humankapitals påvirkning på økonomisk vekst. I dette kapitlet tar jeg først for meg det modellmessige i Solow-modellen og ser ut i fra Mankiw, Romer og Weils (1992) estimeringer av denne modellen hvor godt den kan gjøre det empirisk. I 2.2 tar jeg for meg Mankiw,

Romer og Weils (1992) utvidelse av Solow-modellen som inkluderer humankapital. Den utvidede modellen vil bli brukt i analysedelen i oppgaven. Mankiw, Romer og Weils (1992) utvidelse av modellen bidrog til den omtalte ”den neoklassiske gjenopplivingen”, ettersom utvidelsen av modellen viste seg å forbedre modellens forklaringskraft i møte med empirien. Resultatene fra deres studie blir sett nærmere på i 2.2.1. I kapittel 2.1.4 og 2.3 er det gitt eksempler på neoklassiske modeller som alternativt kunne blitt brukt, men som inneholder spesifikasjoner som ikke er like gode for hovedformålet i oppgaven.

Kapittel 3 er ment til å gi en oversikt over de ulike argumentene i debatten om humankapital sin påvirkning på økonomisk vekst. Her ser jeg først på den metodiske kritikken av Mankiw, Romer og Weil (1992) ettersom analysen i denne oppgaven ønsker å sammenligne deres resultater med resultater fra oppdaterte data. I 3.2 tar jeg for meg kritikken rundt deres måling av humankapital, og begrunner ut i fra Klenow og Rodriguez-Clare (1997) hvorfor jeg i denne oppgaven ønsker å måle humankapital på en annen måte.

De resterende kapitlene tar for seg den empiriske delen av oppgaven. Kapittel 4 tar for seg dataene, kildene og utvalgene som ligger til grunn for analysen. I kapittel 5 rapporteres resultatene fra de estimerte regresjonene, som er beregnet ved hjelp av statistikkprogrammet *EViews 4.1*. Regresjonene hvor humankapital blir målt på samme måte som i Mankiw, Romer og Weil (1992), det vil si som investeringer i ungdomsskoletrinnet i tillegg til videregående skole, blir sammenlignet med deres studie for å se hvordan oppdaterte data påvirker konklusjonene som de rapporterte. I tillegg ser jeg på hvordan resultatene endres når en måler humankapital ved hjelp av andre utdanningsnivåer. Jeg finner at utdanningsnivået som skal reflektere humankapital faktisk har betydning for hvilken effekt variabelen har på økonomisk vekst, og at det derfor fremdeles er usikkert hvilken påvirkning humankapital har på økonomisk vekst.

I kapittel 6 blir hovedpoengene oppsummert i et forsøk på å forklare hvilke konklusjoner som kan trekkes ut i fra denne oppgaven.

2.0 Neoklassiske vekst modeller og ”den neoklassiske gjenopplivingen”

Neoklassiske modeller bygger på antagelsen om at teknologiveksten er en gitt, konstant rate som ikke bestemmes i modellen. Dette betyr at modellen har en eksogen teknologivekst. I

tillegg baserer den seg på en neoklassisk makroproduktfunksjon som oppfyller tre viktige betingelser:

1. Funksjonen har positivt og avtakende grenseprodukt, som gjør at produktfunksjonen blir konkav.
2. Den har konstant skalaavkastning som betyr at en proporsjonal økning i begge innsatsfaktorene vil øke produksjonen med tilsvarende samme proporsjonale faktor.
3. Den tilfredsstiller Inada betingelsene, som gjør at begge innsatsfaktorene er nødvendig for å øke produksjonen på lang sikt og dermed sikrer at økonomien konvergerer til et langsiktig likevektsnivå.

Det finnes en rekke ulike neoklassiske modeller, som kan deles inn i to hovedgrupper. Den første gruppen er modeller hvor spareraten er eksogent gitt. Her ligger den kjente Solow-Swan modellen (heretter kalt Solow-modellen) som ble laget av både Solow (1956) og Swan (1956). Den andre gruppen inneholder modeller som bygger på at spareraten er endogen og dermed bestemmes av hvordan husholdningene ønsker å konsumere kontra å spare. Dette kan gjøres ved at økonomien består av overlappende generasjoner som hver og en lever over en avgrenset tidsperiode¹, eller ved at økonomien består av en representativ konsument som lever uendelig (Ramsey, 1928)².

I 2.1 ser jeg først på Solow-modellen med teknologisk fremgang. Modellen danner et godt rammeverk for videre neoklassisk analyse, i tillegg til at den viser seg å være hensiktsmessig for den empiriske analyse senere i oppgaven. Solow-modellen blir deretter utvidet for å se om de ulike variantene av modellen gjør det mulig å analysere virkeligheten bedre. Jeg tar først for meg en enkel retolkning av modellen som inkluderer humankapital. I 2.2 blir Mankiw, Romer og Weils (1992) utvidelse av modellen som inkluderer humankapital gjennomgått relativt detaljert, fordi modellen danner grunnlaget for analysen senere i oppgaven. Ramsey-modellen (1928) med endogen sparerate blir beskrevet i korte trekk for å inkludere et bredere spekter av de neoklassiske modellene. Dette er for å vise at prediksjonene i modellene er omtrent de samme, men at de formelle spesifikasjonene ikke er like gode i forhold til hovedformålet med oppgaven.

¹ Se Samuelson (1958) og Diamond (1965).

² Modellen er videreutviklet av Cass (1965) og Koopmans (1965).

2.1 Solow-modell med teknologisk fremgang

Solow-modellen (1956) har som hovedmål å beskrive drivkraften for den økonomiske veksten på lang sikt og hvordan økonomien konvergere mot det langsiktige likevekstnivået av inntekt pr. arbeider. Dette blir gjort ved en standard neolassisk produktfunksjon med avtakende grenseprodukt, samtidig som et lands sparerate, befolkningsvekst og teknologisk fremgang blir behandlet som eksogene prosesser. Resultatet av en slik modellering er at den eneste faktoren som påvirker langsiktig økonomisk vekst i BNP pr. innbygger vil være teknologisk fremgang.

Innsatsfaktorene i produktfunksjonen er kapital og arbeidskraft, hvor hver av disse blir betalt deres marginale produkt. Produktfunksjonen som brukes antas å ha en Harrod-nøytral tilnærming (Harrod 1942; Barro & Sala-i-Martin 2004) til den teknologiske prosessen og beskrives som en arbeidskraftsutvidende teknologisk prosess. Ved en slik tilnærming vil en økning i teknologinivået $A(t)$ øke produksjonen Y på samme måte som en økning i arbeidere ville gjort. Produksjonsfunksjonen i modellen er dermed gitt ved:

$$(1) \quad Y(t) = F(K(t), A(t)L(t))$$

hvor Y er produksjon, K er kapital, L er arbeidere, A er teknologinivået og t angir tidspunktet.

For å regne på kvantitative størrelser i modellen blir det ofte brukt en Cobb-Douglas produktfunksjon, hvor en antar at den teknologiske prosessen er arbeidskraftsutvidende:

$$(2) \quad Y(t) = K(t)^\alpha (A(t)L(t))^{1-\alpha}$$

Det kommer frem av likningen at en helt sentral størrelse for kvantitative prediksjoner vil være størrelsen på α , og at α opptrer som en konstant parameter elastisitet i en Cobb-Douglas produktfunksjon. Men α kan også omtales som kapitalandelen av inntekt ettersom:

$$(*) \quad \alpha = \frac{f'(k)k}{Y} = \frac{F_K K}{Y} = \frac{RK}{Y} = \text{kapitalandelen av inntekt}$$

Denne tolkningen kommer av antagelsen om at innsatsfaktorene tjener sitt marginale produkt, R , som under fri konkurranse er lik innsatsfaktorenes inntektsandeler. Kapitalandelen er ved

hjelp av empiriske resultater generelt antatt å ligge rundt $\frac{1}{3}$ (Barro & Sala-i-Martin 2004), og denne verdien vil også i oppgaven min bli brukt som en referanseverdi.

Teknologinivået og antallet arbeidere vokser med eksogene rater:

$$(3) \quad A(t) = A(0)e^{gt}$$

$$(4) \quad L(t) = L(0)e^{nt}$$

Effektive arbeidere, AL , vil dermed vokse med raten $(n+g)$.

Kapital og produksjon divideres AL for å kunne måle variablene i effektive arbeidere:

$$(5) \quad \hat{y} = \frac{Y}{AL}$$

$$(6) \quad \hat{k} = \frac{K}{AL}$$

Produktfunksjonen blir da:

$$(7) \quad \hat{y} = \hat{k}^\alpha$$

Modellen antar en konstant, eksogen rate av produksjonen blir spart, sY , og at alt en sparer blir investert, $S=I=sY$. Kapitalen depresieres hvert år med raten, δ , som er kapitalslitet på den eksisterende kapitalmengden. Akkumulasjonen av kapital blir dermed:

$$(8) \quad \dot{k}(t) = sy(t) - (n + \delta)k(t)$$

Ved å bruke resultatene fra (3), (4) og (7) får en følgende likning:

$$(9) \quad \dot{\hat{k}}(t) = s\hat{k}(t)^\alpha - (n + g + \delta)\hat{k}(t)$$

Likningen tilsier at det vil være en akkumulasjon av kapital så lenge $s\hat{k}(t)^\alpha$ er større enn $(n + g + \delta)\hat{k}(t)$. Det avtagende marginalproduktet og Inada betingelsen gjør at kapitalen vil konvergere mot steady state verdien, \hat{k}^* , hvor nødvendige investeringer er lik nye investeringen i kapital.

$$(10) \quad s\hat{k}^{*\alpha} = (n + g + \delta)\hat{k}^*$$

$$(11) \quad \hat{k}^* = \left(\frac{s}{(n + g + \delta)} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}$$

Dette innebærer at det vil være et konstant nivå av produksjon pr. effektive arbeider fordi $\dot{\hat{k}} = 0$, det vil si at kapital pr. effektive arbeider er konstant over tid i steady state.

$$(12) \quad \hat{y}^* = f(\hat{k}^*) = \hat{k}^{*\alpha} = \left(\frac{s}{n + g + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$$

Likningene viser Solow-modellens hovedpoeng, at det er spareraten og veksten i effektive arbeidere ($n+g$) som bestemmer nivået av kapital i steady state. Ved å sette (11) inn i produktfunksjonen (1), og deretter ta logaritmen til funksjonen, kan en finne steady state vekstraten for inntekten pr. arbeider.

$$(13) \quad \ln\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta)$$

Likningen viser direkte den kvalitative effekten av endringer i spareraten og befolkningsveksten. De kvantitative størrelsene kan også predikeres ut i fra likningen ved hjelp av en kalibrering, hvor man antar at kapitalandelen, α , er en tredjedel. Ved denne antagelsen beregnes elastisiteten av spareraten til å bli 0,5 og elastisiteten av depresieringen og uttynningen av kapitalinntektene som følge av befolkningsveksten, $(n+g+\delta)$, blir -0,5.

Solow-modellen viser at spareraten og befolkningsveksten er variabler som bestemmer nivået, men ikke veksten, i inntekt pr. innbygger på lang sikt. Men både spareraten og

befolkningsveksten kan påvirke veksten i inntekt pr. innbygger i en kortere periode hvor økonomien ikke er i sin langsiktige likevekt. Dette gjør at en økonomi som opplever en økning i spareraten, s , vil over en avgrenset tidsperiode være i en situasjon hvor investeringene er høyere enn depresieringen av kapitalen. I en slik periode vil økonomien akkumulere kapital slik at økonomien konvergerer mot et høyere nivå av kapital i steady state. I perioden hvor økonomien konvergerer mot det nye steady state nivået vil en ha en høyere vekst i inntekt pr. arbeider, men dette vil avta så fort økonomien kommer til nivået av inntekt pr. arbeider hvor kapital igjen er lik depresiering.

2.1.1 Tilpassning av modellen til økonometrisk analyse

Solow-modellen predikerer at land med høyere sparerate eller lavere befolkningsvekst vil kunne oppnå en høyere inntekt pr. arbeider og dermed ha et høyere nivå av BNP pr. arbeider. Om disse prediksjonene er i tråd med hva en observerer fra virkeligheten kan en analysere ved empiriske data og økonometrisk analyse, slik de ble gjort av Mankiw, Romer og Weil (1992) i tabell 1 og 2. Dette gjøres ved å legge til noen små modifikasjoner til likning (13), slik at en kan ta i bruk en minstekvadratsmetode (OLS).

Først og fremst antar Mankiw, Romer og Weil (1992) at alle land befinner seg i steady state, eller i det minste i nærheten av sitt langsiktige likevektsnivå. Når landene befinner seg i steady state er det mulig å foreta nivåregresjoner. Nivåregresjoner er empiriske studier som tar sikte på å forklare variasjoner i inntektsnivåer på bakgrunn av ulike forklaringsvariabler. En annen viktig antagelse for modellen og den økonometriske analysen er at den teknologiske fremgangen, g , og depresieringsraten, δ , er konstant. Dette betyr at de både er like over tid og på tvers av land. Antagelsen gjør at en kan addere en konstant for teknologiveksten og depresieringen på $(g+\delta) = 0,05$ til befolkningsveksten, slik at $\ln(n+g+\delta)$ fra modellen kan estimeres på bakgrunn av variasjonene i befolkningsveksten.

I den virkelige verden varierer teknologinivået, A , på tvers av land. Mankiw, Romer og Weil (1992) argumenterer derimot for at forskjellene i teknologinivået mellom land ikke er varige, og at en kan se bort fra slike systematiske forskjeller i analysen. I tillegg vil $\ln A_t(0)$ reflektere teknologi, men også innenlands ressurser, klima, institusjoner og så videre. Med en slik spesifisering av $\ln A_t(0)$ vil variabelen variere på tvers av land (Mankiw, Romer og Weil, 1992:411), men igjen ser man bort fra systematiske forskjeller. Dette fører til antagelsen om:

$$(*) \quad \ln A_i(0) = a + \varepsilon_i$$

hvor a er et konstantledd og ε_i er restleddet som reflekterer tilfeldige individuelle forhold i det spesifikke landet. På bakgrunn av denne antagelsen finner vi strukturelikningen som estimeres:

$$(14) \quad \ln\left(\frac{Y(t)_i}{L(t)_i}\right) = a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_{k,i}) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n_i + g + \delta) + u_i$$

Likning (14) viser at den estimerte koeffisienten for spareraten er kvantitativ lik den estimerte koeffisienten for befolkningsveksten. Dette betyr at likningen kan påføres en restriksjon om at $b_1 = -b_2$, slik at det er mulig å finne en estimert verdi for kapitalandelen. Likning (14) kan på bakgrunn av restriksjonen nå uttrykkes slik:

$$(15) \quad \ln\left(\frac{Y(t)_i}{L(t)_i}\right) = a + b_1 \ln s_{k,i} - b_2 \ln(n_i + g + \delta) + u_i$$

Når likningene estimeres antas det at spareraten og befolkningsveksten er uavhengig av u_i (og dermed også av ε_i), slik at det er mulig å estimere variablene ved hjelp av minstekvadratsmetode. Det er denne likningen som blir estimert i tabell 1 i avsnitt 2.1.2 og i tabell 3 i kapittel 5.

2.1.2 Hvor bra gjør Solow-modellen det empirisk?

Om Solow-modellen beskriver den økonomiske veksten som observeres i virkeligheten godt vil kunne besvares ved å estimere likning (15) på empiriske data. Dette er gjort en rekke ganger tidligere. En vil ved hjelp av empiriske data kunne svare på om det er kapitalakkumulasjonen fra Solow-modellen som kan forklare de internasjonale forskjellene i inntekt pr. arbeider. Den andre forklaringen på hvorfor det er så store inntektsforskjeller på tvers av land, går ut på at det heller er forskjeller i produktiviteten som kan beskrive virkeligheten best.

Argumentene som støtter opp om at Solow-modellens beskrivelse av økonomisk vekst kan være forenelig med empirien, bygger på at det ikke er store internasjonale forskjeller i

produktivitetsveksten og produktivitetsnivået på tvers av land. Dette rettferdiggjør den neoklassiske antagelsen om at teknologiveksten er eksogen. Grunnen til at akkumulasjon av kapital vil øke aggregert produksjon i modellen er at økonomien får mer tilgjengelig kapital til å produsere konsumgoder av, som vil føre til at inntekten i økonomien vil øke. En slik forklaring av inntektsforskjellene på tvers av land var lenge uten troverdighet, ettersom Solow-modellen som tidlig i økonomisk teori var brukt til å teste virkeligheten i forhold til neoklassisk teori, viste seg å ikke kunne beskrive de internasjonale forskjellene en observerte i vekstrater og nivåer av inntekt pr. arbeider. Årsaken skyldes at Solow-modellen tradisjonelt kun inkluderer fysisk kapital som gjør at resultatene en får ved empirisk analyse, predikerer for lave variasjoner i inntekt pr. arbeider, at økonomien konvergerer for fort, og at forskjellene i avkastningen til produksjonsfaktorene er for høye i forhold til det en observerer i den virkelige verden. I denne oppgaven vil jeg konsentrere meg om problemet med at Solow-modellen predikerer for lave variasjoner i inntekt pr. arbeider og bare kort nevne konvergensen og avkastningen til produksjonsfaktorene i 2.1.3, ettersom det er dette problemet som jeg ønsker å se nærmere på i kapittel 5. Det betyr ikke at de resterende problemene er mindre viktige, men at disse forhåpentligvis blir sett nærmere på i andre analyser.

Tabell 1: Mankiw, Romer og Weils (1992) estimering av Solow-modellen

Dependent variable: log GDP per working-age person in 1985			
Sample:	Non-oil	Intermediate	OECD
Observations:	98	75	22
CONSTANT	5.48 (1.59)	5.36 (1.55)	7.97 (2.48)
$\ln(I/GDP)$	1.42 (0.14)	1.31 (0.17)	0.50 (0.43)
$\ln(n + g + \delta)$	-1.97 (0.56)	-2.01 (0.53)	-0.76 (0.84)
\bar{R}^2	0.59	0.59	0.01
s.e.e.	0.69	0.61	0.38
Restricted regression:			
CONSTANT	6.87 (0.12)	7.10 (0.15)	8.62 (0.53)
$\ln(I/GDP) - \ln(n + g + \delta)$	1.48 (0.12)	1.43 (0.14)	0.56 (0.36)
\bar{R}^2	0.59	0.59	0.06
s.e.e.	0.69	0.61	0.37
Test of restriction:			
p-value	0.38	0.26	0.79
Implied α	0.60 (0.02)	0.59 (0.02)	0.36 (0.15)

Note. Standard errors are in parentheses. The investment and population growth rates are averages for the period 1960–1985. $(g + \delta)$ is assumed to be 0.05.

Empirisk viser det seg at en regresjon basert på likning (13) slik det er gjort i tabell 1 fra Mankiw, Romer og Weil (1992:414), gir for høye estimerte koeffisienter for spareraten og befolkningsveksten. Mankiw, Romer og Weil (1992) ville i sitt studie estimere likning (13) ved hjelp av data for spareraten og befolkningsveksten for 121 land, for å se om regresjonene gav resultater på inntekt pr. arbeider i likhet med det Solow-modellen predikerer. Resultatene i tabell 1 kan derfor brukes til å se hvor godt modellen gjør det empirisk.

Mankiw, Romer og Weil (1992:414) viser i tabell 1 at de kvalitative retningene til koeffisientene er i tråd med prediksjonene i Solow-modellen, og at de stort sett er signifikante. I tillegg viser det seg at forklaringskraften til modellen er på rundt 60 % (med unntak av *OECD* utvalget). Et annet poeng som støtter opp om Solow-modellen er at restriksjonen om at spareraten og befolkningsveksten er lik i størrelse men har ulike fortegn, ikke kan forkastes. Til tross for dette er det klare resultater i tabellen som viser at denne modellen ikke er tilstrekkelig god til å forklare de internasjonale forskjellene i inntekt pr. arbeider. For det første ser en at effekten av spareraten og befolkningsveksten blir for sterke i forhold til hva modellen predikerer, slik at modellen kan forklare for små variasjoner i inntekt pr. arbeider enn det som observeres i virkeligheten. Det andre resultatet, som ikke støtter opp om Solow-modellen, er den estimerte verdien av α . Kapitalandelen blir indirekte estimert ved at en foretar en regresjon som inneholder restriksjonen om at størrelsen på koeffisienten til spareraten og befolkningsveksten skal være like, men at de er kvalitativt ulike. Nederst i tabell 1 ser en at den estimerte verdien for α er nesten dobbelt så stor både i *non-oil* og *intermediate* utvalget, enn hva den tradisjonelt er antatt til å være, det vil si $\alpha = 1/3$.

Ut i fra Mankiw, Romer og Weils (1992) resultater kan en se at det til tross for noen lovende resultater, er en del som tyder på at Solow-modellens kapitalakkumulasjon ikke er fullgod til å forklare den observerte virkeligheten. Mankiw, Romer og Weil (1992) argumenterer med den lave verdien til kapitalandelen indikerer at Solow-modellen ville være bedre tjent med å inkludere et bredere begrep av kapital. Et bredere begrep av kapital kan, som det blir vist i 2.1.4 og 2.2, ofte bety at humankapital inkluderes i produktfunksjonen og, som det blir sett nærmere på i 2.2.2, bidra til at modellen blir mer i tråd med den observerte virkeligheten.

2.1.3 Hva er problemene med Solow-modellen?

Mankiw (1995) beskriver at det er den lave kapitalandelen av inntekt, det vil si den tradisjonelle referanseverdien på $\alpha = 1/3$, som er opphavet til at prediksjonene i Solow-modellen

ikke er i tråd med den observerte virkeligheten. Dette vil være tilfelle dersom en regner ut de kvalitative prediksjonene fra modellen ved å bruke en kalibrering, hvor kapitalandelen blir satt til å være lik en tredjedel³. En utvidelse av modellen, som inkluderer et bredere begrep av kapital, vil føre til at kapitalandelen øker slik at $\alpha > 1/3$. En større kapitalverdi vil igjen bidra til at prediksjonene i modellen forandres slik at de blir mer lik det som observeres i virkeligheten. Mankiw (1995) beskriver at grunnen er at α bestemmer formen på produktfunksjonen, og som følge av det inngår i hver av likningene som er avgjørende for svakhetene av modellen. Mankiw (1995:290) illustrerer problemstillingen i sin artikkel ved å se på likningene som inngår i modellen:

$$(16) \quad dy^* / y^* = [\alpha / (1 - \alpha)] [ds / s - d(n + g + \delta) / (n + g + \delta)]$$

$$(17) \quad \lambda = (1 - \alpha)(n + g + \delta)$$

$$(18) \quad dR / R = -[(1 - \alpha) / (\alpha \sigma)] dy / y$$

Her er λ konvergensraten, R er avkastningen til kapital som i dette tilfellet er lik marginalproduktet til kapital, og σ er substitusjonselastisiteten mellom kapital og arbeidskraft.

Likning (16) viser at α inngår i likningen som avgjør inntekten pr. arbeider i steady state. Ved å modifisere likningen slik det blir gjort i likning (13), er det lettere å se hvor store inntektsforskjeller den neoklassiske modellen kan forklare.

$$\ln \left(\frac{Y(t)}{L(t)} \right) = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \ln(n + g + \delta)$$

En kalibrering av modellen hvor kapitalandelen settes til å være tredjedel gir spareraten og befolkningsveksten en kvantitativ størrelse på 0,5. Dette betyr at ”forskjeller i spareraten vil føre til forskjeller i inntekt som er proporsjonalt halvparten så store. Hvis et lands sparerate er fire ganger så stor som et annet lands sparerate, vil det respektive landets steady state inntekt være omtrent dobbelt så stort.” (Mankiw, 1995:283). En kapitalandel som er større enn den tradisjonelle referanseverdien på en tredjedel vil derfor kunne forklare større forskjeller i inntekt pr. arbeider. En kapitalandel på for eksempel to tredjedeler vil gjøre at modellen

³ Se side 5 for nærmere beskrivelse av hvorfor referanseverdien på $\alpha = 1/3$ brukes.

predikerer at forskjeller i spareraten kan forklare dobbelt så store forskjeller i inntekt. Det er tydelig fra tabell 1, at en modell som kan forklare større forskjeller inntekt er mer forenelig med den observerte virkelighet.

I likning (17) blir farten på konvergensen i økonomien beskrevet. En ser at kapitalandel har en avgjørende rolle for hvor fort økonomien vil konvergere mot sitt eget steady state nivå. En kapitalandel på en tredjedel viser seg å gi en for rask konvergens i forhold til hva empirien tilsier. Ved å øke kapitalandelen kan en dermed få en lavere fart på konvergens, slik at modellens prediksjoner bedre kan forenes med hva en observerer i virkeligheten.

Det er avkastningen til produksjonsfaktorene som blir tatt for seg i likning (18). Det viser seg igjen at en kapitalandel på en tredjedel vil gi prediksjoner som ikke er i tråd med virkeligheten. En kalibrering hvor $\alpha = 1/3$ gjør at Solow-modellen predikerer større forskjeller i avkastningsratene på produksjonsfaktorene i fattige land og dermed at kapitalen bør forflytte seg fra rike til fattige land for å oppnå høyest mulig avkastningsrate. Dette er noe en observerer i svært liten grad i virkeligheten.

Mankiw (1995) tar opp samme problemområde med Solow-modellen som Mankiw, Romer og Weil (1992) viste empirisk, når han ser på likning (16), (17), og (18). Han poengterer på bakgrunn av likningene at en endring i kapitalandelen vil virke inn på de tre problemområdene som Solow-modellen står overfor. Ved å inkludere humankapital som en egen type kapital, med elastisiteten η i produktfunksjonen, vil en kunne få et bredere begrep av kapital. Den samlede kapitalandelen kan nå forsvares til å bli $\alpha + \eta > 1/3$ slik det formelt blir begrunnet i 2.1.4. Dette vil bety at produktfunksjonen blir mer konkav og dermed at det avtakende grenseproduktet til kapital vil inntreffe seinere. Modellen vil da kunne predikere: større variasjoner i inntekt pr. arbeider ved at en får lavere estimater for påvirkningen av spareraten og befolkningsveksten, at økonomien konvergerer seinere mot steady state og at avkastningsratene til kapital varierer mindre med inntekt pr. arbeider. Jeg vil derfor i 2.1.4 og 2.2 se nærmere på to ulike spesifikasjoner hvor modellen blir utvidet til å inkludere humankapital og forklare hvorfor jeg i oppgaven har valgt å konsentrere meg om spesifikasjonen til Mankiw, Romer og Weil (1992) i 2.2.

2.1.4 Utvidet Solow-modell med fysisk kapital og humankapital

Ut i fra Solow-modellens rammeverk, som ble lagt i 2.1, kan man utvide modellen slik at den kan inkludere både fysisk kapital og humankapital. En slik utvidelse vil øke kapitalandelen av inntekt slik at $\alpha < \alpha + \eta$, og dermed bøte på problemområdene som er skissert av Mankiw (1995) ovenfor. Produktfunksjonen som brukes i en slik spesifikasjon kan uttrykkes slik:

$$(19) \quad Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\eta (AL)^{(1-\alpha-\eta)}$$

hvor H er humankapital, og η er elastisiteten til humankapital med hensyn på inntekt, som også omtales som humankapitalandelen av inntekt. Likningen viser at produktfunksjonen endres i forhold til den tradisjonelle modellen ved at kapitalandelen øker. Dette betyr at funksjonen blir mer konkav slik at det avtakende grenseproduktet inntreffer senere. Akkumulasjonen av fysisk kapital og humankapital blir dermed:

$$(20) \quad \dot{\hat{k}} + \dot{\hat{h}} = sA\hat{k}^\alpha \hat{h}^\eta - (n + g + \delta)(\hat{k} + \hat{h})$$

Denne tilnærmingen (Barro og Sala-i-Martin, 2004) bygger på antagelsene om at begge typer kapital har lik produktfunksjon og at de depresieres med samme konstante rate. I tillegg antar en at inntekt, det vil si konsumgodet y , fritt kan substitueres mellom konsum og investering for de ulike typene kapital. For at konsumentene skal investere like mye i begge typer kapital er det nødvendig at marginalproduktet til fysisk kapital og humankapital er like stort. Denne utvidelsen bygger på Solow-modellens antagelse om at den aggregerte spareraten er konstant og eksogen, slik at den aggregerte investeringen vil fordeles likt mellom begge typer kapital. Dette medfører at empiriske analyser ikke kan skille mellom investeringer i utdanning og investeringer i fysisk kapital (for eksempel infrastruktur).

2.2 Mankiw, Romer og Weils (1992) utvidelse av Solow-modellen

Mankiw, Romer og Weil (1992) utvidet Solow-modellen til å inkludere humankapital, men deres spesifikasjon skiller seg fra den i 2.1.4, noe som viser seg å ha mye å si for modellens forklaringskraft i møte med virkeligheten. I likhet med i 2.1.3 vil en inkludering av humankapital i modellen gi en høyere kapitalandel av inntekt, fordi $\alpha + \eta > 1/3$. Men i motsetning til den tidligere spesifikasjonen, gjør denne tilnærmingen det mulig å skille mellom investeringer i de ulike typene kapital.

Humankapital vil igjen inngå i modellen som H , og η er elastisiteten av inntekt med hensyn på humankapital. Produktfunksjonen blir dermed den samme som i (19):

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\eta (AL)^{(1-\alpha-\eta)}$$

Det antas av Mankiw, Romer og Weil (1992) at samme produktfunksjon gjelder både for fysisk kapital, humankapital og konsum. Dette gjør at en kostnadsfritt kan substituere en enhet av konsum, fysisk kapital og humankapital mot en annen enhet. Det er avtakende avkastning av både fysisk og humankapital det vil si $\alpha + \eta < 1$. Humankapital depresieres med samme depresieringsrate, δ , som fysisk kapital gjorde i den tradisjonelle Solow-modellen.

Mankiw, Romer og Weils (1992) spesifisering av modellen, som brukes i denne oppgaven, skiller seg ut fordi den antar at det er ulike investeringsrater for de to typene kapital, s_k og s_h , hvor hver av disse er konstante og eksogene sparerater. Endringene i fysisk kapital og humankapital blir dermed bestemt ved:

$$(21) \quad \dot{\hat{k}}(t) = s_k \hat{k}(t)^\alpha \hat{h}(t)^\eta - (n + g + \delta) \hat{k}(t)$$

$$(22) \quad \dot{\hat{h}}(t) = s_h \hat{k}(t)^\alpha \hat{h}(t)^\eta - (n + g + \delta) \hat{h}(t)$$

Her er $\hat{y} = \frac{Y}{AL}$, $\hat{k} = \frac{K}{AL}$ og $\hat{h} = \frac{H}{AL}$, samtidig som AL fremdeles er effektive arbeidere.

Likningene er omtrent som i den foregående modellen, men hovedforskjellen er at en nå har to dynamiske funksjoner. Dette gjør det noe vanskeligere både å vise eksistensen av steady state og å beregne det langsiktige likevektsnivået. Men mekanismene som virker er essensielt som i den foregående modellen. I steady state er det ingen vekst i fysisk kapital og humankapital pr. effektive arbeidere, $\dot{\hat{k}} = \dot{\hat{h}} = 0$, som gir følgende steady state nivåer av fysisk kapital og humankapital:

$$(23) \quad \hat{k}^* = \left(\frac{s_k^{1-\eta} s_h^\eta}{(n+g+\delta)} \right)^{\frac{1}{(1-\alpha-\eta)}}$$

$$(24) \quad \hat{h}^* = \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{(n+g+\delta)} \right)^{\frac{1}{(1-\alpha-\eta)}}$$

Det antas at $\alpha+\eta < 1$. Dette viser at det er avtakende avkastning til begge typer kapital, som indikerer at det vil være et stabilt steady state nivå av inntekt pr. effektive arbeidere:

$$(25) \quad \dot{y}^* = \hat{k}^\alpha \hat{h}^\eta = \left(\frac{s_k^{1-\eta} s_h^\eta}{(n+g+\delta)} \right)^{\frac{\alpha}{(1-\alpha-\eta)}} \left(\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{(n+g+\delta)} \right)^{\frac{\eta}{(1-\alpha-\eta)}} = 0$$

På samme måte som i den enkle modellen kan (23) og (24) settes inn i produksjonsfunksjonen (19) og deretter ta logaritmen til funksjonen for å få veksten i inntekt pr. arbeidere:

$$(26) \quad \ln \left(\frac{Y(t)}{L(t)} \right) = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\eta} \ln(s_k) + \frac{\eta}{1-\alpha-\eta} \ln(s_h) - \frac{\alpha+\eta}{1-\alpha-\eta} \ln(n+g+\delta)$$

Likningen (26) vil i likhet med likning (13) i 2.1 vise de kvalitative størrelsene på befolkningsveksten og akkumulasjonen av fysisk kapital og humankapital direkte. Samtidig kan de kvantitative størrelsene regnes ut dersom en fastsetter en verdi på η . Likning (26) viser at koeffisientene til både spareren og befolkningsveksten blir større, dersom en antar at kapitalandelen er lik i begge likningene, når modellen utvides for humankapital. Dette gjør det mulig for modellen å forklare større variasjoner i inntekt pr. arbeidere på tvers av land, slik at modellen bedre kan forklare den observerte virkeligheten (Mankiw, Romer og Weil, 1992).

Mankiw, Romer og Weil (1992) viser til empiri fra USA når de sier at andelen av inntekt til humankapital, η , er beregnet til å være mellom en tredjedel og en halv. Hvis en antar at $\alpha=\eta=1/3$ vil elastisiteten til spareren være lik elastisiteten til humankapital som blir 1, en dobbelt så høy enn hva det forventes ut i fra Solow-modellen. Mens elastisiteten for depresiering blir -2, noe som er mer negativt, enn hva som predikeres i modellen i 2.1.

2.2.1 Tilpassning av modellen til økonometrisk analyse

Solow-modellen utvidet for humankapital predikere de samme kvalitative retningene på koeffisientene til spareraten og befolkningsraten som Solow-modellen i 2.1. Men de kvantitative størrelsene på koeffisientene skal være større i den utvidede Solow-modellen.

Tilpassningen av denne modellen for den empiriske analysen vil være i tråd med 2.1.1 bortsett fra at utgangspunktet for regresjonen denne gangen vil være likning (26). En utvidelse for humankapitalvariabelen vil i likhet med likning (14) kun inkludere et ekstra restledd som gjør at likningen kan estimeres. Likningen blir da:

$$(27) \quad \ln\left(\frac{Y(t)_i}{L(t)_i}\right) = a + \frac{\alpha}{1-\alpha-\eta} \ln(s_{k,i}) + \frac{\eta}{1-\alpha-\eta} \ln(s_{h,i}) - \frac{\alpha+\eta}{1-\alpha-\eta} \ln(n+g+\delta) + u_i$$

Den reduserte formen til likningen (27) er:

$$(28) \quad \ln\left(\frac{Y(t)_i}{L(t)_i}\right) = a + b_1 \ln s_{k,i} + b_2 \ln(s_{h,i}) - b_3 \ln(n+g+\delta) + u_i$$

På bakgrunn av strukturlikningen (27) er det naturlig å pålegge parameterrestriksjonen om at spareraten og investeringer i humankapital er lik den negative befolkningsveksten,

$$b_1 + b_2 = -b_3.$$

Likning (28) betegner humankapital som investeringer i humankapital, s_h , det vil si at en kan måle humankapitalen for eksempel som investeringer i et gitt utdanningsnivå slik det blir gjort i Mankiw, Romer og Weil (1992). Alternativ kunne de valgt å estimere likning (29).

$$(29) \quad \ln\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) = a + \frac{\alpha}{1-\alpha-\eta} \ln(s_k) + \frac{\eta}{1-\alpha-\eta} \ln(h) - \frac{\alpha+\eta}{1-\alpha-\eta} \ln(n+g+\delta)$$

Her reflekteres humankapitalvariabelen som nivået at utdanning i økonomien. Forskjellene på disse to likningene og grunnen til at Mankiw, Romer og Weil (1992) velger å estimere (28) fremfor (29) blir sett nærmere på i 3.2.1.

2.2.2 Hvor bra gjør Solow-modellen utvidet for humankapital seg empirisk?

Mankiw, Romer og Weil (1992) fant at ved å utvide Solow-modellen til å inkludere humankapital, kunne faktorakkumulasjonen fra Solow-modellen igjen forklare mye av virkeligheten. Deres resultater fra estimeringen av likning (28) er gitt i tabellen under. En nærmere beskrivelse av dataene som ligger til grunn for tabellen 2 og måten variablene er satt sammen på blir gjennomgått i kapittel 4.

Tabell 2: Mankiw, Romer og Weil (1992) estimering av Solow-modellen med humankapital

Dependent variable: log GDP per working-age person in 1985			
Sample:	Non-oil	Intermediate	OECD
Observations:	98	75	22
CONSTANT	6.89 (1.17)	7.81 (1.19)	8.63 (2.19)
$\ln(I/GDP)$	0.69 (0.13)	0.70 (0.15)	0.28 (0.39)
$\ln(n + g + \delta)$	-1.73 (0.41)	-1.50 (0.40)	-1.07 (0.75)
$\ln(SCHOOL)$	0.66 (0.07)	0.73 (0.10)	0.76 (0.29)
\bar{R}^2	0.78	0.77	0.24
<i>s.e.e.</i>	0.51	0.45	0.33
Restricted regression:			
CONSTANT	7.86 (0.14)	7.97 (0.15)	8.71 (0.47)
$\ln(I/GDP) - \ln(n + g + \delta)$	0.73 (0.12)	0.71 (0.14)	0.29 (0.33)
$\ln(SCHOOL) - \ln(n + g + \delta)$	0.67 (0.07)	0.74 (0.09)	0.76 (0.28)
\bar{R}^2	0.78	0.77	0.28
<i>s.e.e.</i>	0.51	0.45	0.32
Test of restriction:			
<i>p</i> -value	0.41	0.89	0.97
Implied α	0.31 (0.04)	0.29 (0.05)	0.14 (0.15)
Implied β	0.28 (0.03)	0.30 (0.04)	0.37 (0.12)

Note. Standard errors are in parentheses. The investment and population growth rates are averages for the period 1960–1985. $(g + \delta)$ is assumed to be 0.05. SCHOOL is the average percentage of the working-age population in secondary school for the period 1960–1985.

I tabellen over (Mankiw, Romer og Weil, 1992:420) ser en at koeffisientene for spareraten, befolkningsveksten og humankapital er mer i tråd med prediksjonene fra modellen. Grunnen til at de estimerte koeffisientene for spareraten og befolkningsveksten ble for høy i Solow-modellen kan forklares med: 1) En økning i spareraten (eller reduksjon i befolkningsveksten) øker den fysiske kapitalmengden i økonomien. En økning i fysisk kapital bidrar til at marginalproduktet til humankapital stiger og dermed at det akkumuleres mer humankapitalen.

En inkludering av humankapital vil dermed bidra til at effekten av endringer i spareraten (eller befolkningsveksten) påvirker inntekt pr. arbeider mer og produksjonen øker ytterligere. 2) På bakgrunn av (29) kan man betrakte estimeringen av likning (15) som en regresjon med en utelatt variabel, i dette tilfellet variabelen, h . Om humankapitalvariabelen, h , er positivt korrelert med spareraten, s_k , vil den estimerte koeffisienten til spareraten estimeres med skjevhet oppover. Dette kan forklare at effekten i tabell 1 er så mye høyere enn forventet. (Mankiw, Romer og Weil, 1992).

Ved å inkludere humankapital, i form av investeringer i utdanning, fant Mankiw, Romer og Weil (1992) at estimatene fra i den utvidede Solow-modellen nærmet seg de kvantitative prediksjonene en fikk ved å kalibrere den utvidede Solow-modellen ved hjelp av referanseverdien på $\alpha = 1/3$. De kunne også meddele at hele 78 % av de internasjonale forskjellene i inntekt pr. arbeider kunne forklares med den forholdsvis enkle modellen som bare inkluderte tre variabler. I tillegg kunne Mankiw, Romer og Weils (1992) analyse ikke forkaste restriksjonen om at spareraten og investeringene i utdanning var kvantitativ lik den negative befolkningsveksten.

Resultatene bidro sterkt til den omtalte ”neoklassiske gjenopplivingen”⁴. Dette var fordi det på bakgrunn av Mankiw, Romer og Weils (1992) studie igjen var mulig at kapitalakkumulasjonen i Solow-modellen kunne forklare de store internasjonale forskjellene i inntekt pr. arbeider, etter en periode hvor litteraturen syntes å være dominert av endogene vekstmodeller. I tillegg ble humankapital mer aktuell enn noen gang, og i kjølevannet av artikkelen var det et ønske om å se nærmere på effekten og målingen av denne variabelen. Dette viser at problemet Mankiw (1995) poengterte i likning (16); at en lav kapitalandel gir for sterke effekter av spareraten og befolkningsveksten i forhold til hva modellen predikere, nå elimineres. I tillegg viser tabell 2 at den impliserte α og η begge ligger rundt en $1/3$ som er lik referanseverdien til kapitalandelene som brukes i både Mankiw, Romer og Weil (1992) og i andre studier. Det mest oppsiktsvekkende fra deres artikkel var likevel at hele 78 % (i *non-oil* utvalget) av variasjonene i inntekt pr. arbeider nå kunne forklares ut i fra forskjeller i fysisk kapital, befolkningsvekst og humankapital. Noe som gjorde at Solow-modellen igjen kunne være med i debatten om hva som er grunnen til at noen land har høyere økonomisk vekst og inntektsnivå enn andre land.

⁴ Uttrykket ”neoclassical revival” kommer fra Alwyn Young (1995).

2.3 Andre neoklassiske tilnærminger: Ramsey-modellen

Ramsey-modellen bygger på de neoklassiske antagelsene, men skiller seg fra Solow-modellen fordi den inkluderer en endogen sparerate. Dette betyr at konsumentene ikke lenger sparer en eksogen andel av sin inntekt, men at konsumentene heller avgjør sitt konsum ved å maksimere sin nytte med hensyn på den budsjettbeskrankningen de måtte stå overfor. Antagelsen om en endogen sparerate er mer i tråd med virkeligheten enn Solows eksogene sparerate. Men til tross for denne forskjellen er konklusjonene i modellene relativt like. Dette kan lettere forstås ved å sammenlikne kapitalakkumulasjonen i Solow-modellen, likning (9), med kapitalakkumulasjonen i Ramsey-modellen:

$$(30) \quad \dot{\hat{k}} = f(\hat{k}) - \hat{c} - (n + g + \delta)\hat{k}$$

En ser at kapitalakkumulasjonene i begge likningene er gitt av omtrent de samme faktorene, men de skiller seg fra hverandre ved at konsumentenes sparing defineres på ulike måter. Grunnen til at en endogen sparerate blir inkludert er at modellen nå bedre kan analysere hvordan økonomien reagerer på ulike endringer i for eksempel rente og skattesatser. Ramsey-modellen bidrar også til en bedre forklaring av hvordan økonomien konvergerer mot steady state, hvor sparingen er konstant.

I denne oppgaven er det verken konvergensen mot steady state eller hvordan konsumenter avgjør sitt konsum på bakgrunn av nyttemaksimering som står i fokus. Ramsey-modellen vil dermed ikke bidra med noe bedre forklaringsramme enn det Solow-modellen gjør, men bare gjøre analysen unødvendig komplisert. Den eksogene spareringen i Solow-modellen gjør det dermed mulig å konsentrere seg om kapitalakkumulasjonen, befolkningsveksten og teknologiveksten.

3.0 Debatten om humankapital sin påvirkning på økonomisk vekst

Det er ingen tvil om at det er store forskjeller i inntekt på tvers av land, men spørsmålet om hvorfor dette er tilfelle er ennå ikke besvart. Selv om det er tilegnet mye forskning og foretatt en god del empiriske studier på feltet, er det fremdeles ikke enighet i hvilken grad dette skyldes forskjeller i akkumulasjonen av fysisk kapital og humankapital. Eller om spørsmålet

bedre kan besvares ut i fra forskjeller i produktivitetsnivå og produktivitsveksten på tvers av land. Å komme frem til en enighet i forhold til de ulike tilnærmingene vil ikke bare være viktig med tanke på å kunne forklare forskjellene en observerer, men også for å kunne bidra til å foreslå politiske tiltak som kan være med på å heve inntekten i de fattige landene.

At produktivitsforskjeller er årsaken til de internasjonale forskjellene forklares ut i fra at det er forskjeller i teknologi, også beskrevet som total faktor produktivitet (TFP), som gjør at noen land har et høyere inntektsnivå eller inntektsvekst enn andre land. En slik forklaring bygger på at en økning i produktiviteten til et land vil gjøre at en kan utnytte innsatsfaktorene i produksjonen bedre og dermed øke aggregert produksjonen i økonomien. En slik tilnærming vil være i tråd med endogene modeller, som for eksempel Romer (1990), hvor man i hovedsak ønsker å forklare teknologiveksten. Romer (1990) legger vekt på at det er akkumulasjonen av kunnskap i form av nye ideer som øker teknologiveksten, og som dermed vil være drivkraften for et lands økonomisk vekst.

Solow-modellen fra kapittel 2 argumenterer med at det er forskjeller i akkumulasjonen av fysisk kapital og humankapital som kan forklare de internasjonale forskjellene i inntekt pr. arbeider. Mankiw, Romer og Weil (1992) bidro til å gi nytt håp til denne forklaringsrammen. I kjølevannet av deres studie kom det mye ny forskning på området og på humankapitalens rolle for økonomisk vekst. Til tross for at de rapporterte at 78 % av forskjellene i inntekt pr. arbeider kunne tilegnes forskjeller i et lands sparerate, befolkningsvekst og investeringer i utdanning, ble det rettet flere typer kritikk mot deres studie.

Kritikken rettet mot "*A contribution to the empirics of growth*" (Mankiw, Romer og Weil, 1992) kan deles i to grupper: 1) Studiet har metodiske begrensninger, de tar ikke i betraktning at det er forskjeller i teknologi/produktivitet, endogeniteten av regressorene ikke blir tatt hensyn til, kausaliteten mellom variablene og forenklingen om at produktfunksjonen til begge typer kapital er den samme. 2) Deres måling av humankapital er utilstrekkelig.

3.1 Metodologi og økonometrisk kritikk

3.1.1 Forenklingen om produktivitsforskjellene

Kritikken om de metodiske begrensningene i Mankiw, Romer og Weil (1992) bygger på at regresjonene inneholder en del økonometriske forenklinger. For det første at produktiviteten

som betegnes med $\ln A(0)$ i likning (26), antas å være lik for hvert land i utvalget. Noe som det i den virkelige verden kan stilles store spørsmålstegn ved, ettersom det ofte observeres og kommer frem av empiriske undersøkelser at produktiviteten varierer på tvers av land. Hva som er grunnen til produktivitetsforskjeller skal jeg ikke gå nærmere inn på her, men poengtere at dette er spørsmålet en ønsker å besvare ved hjelp av endogene vekst modeller. En slik forenkling av produktivitetsforskjellene vil i en økonometrisk regresjon bety at produktiviteten, $\ln A(0)$, fanges opp i konstantleddet slik det er vist i avsnitt 2.1.1. Men også at et hvert lands spesifikke tilstand blir inkludert i restleddet. Det er god grunn til å tro at forenklingen bidrar til skjevheter i de estimerte koeffisientene i Mankiw, Romer og Weil (1992). Skjevhetene i estimatene forekommer fordi produktiviteten ikke inkluderes som en egen regressor i regresjonen.

3.1.2 Endogeniteten til variablene

Et annet metodisk ankepunkt er endogeniteten til regressorene. Dette kommer av at regressorene som skal forklare variasjonene i inntekt pr. arbeider ofte selv er avhengig av inntekt pr. arbeider slik at kausaliteten ofte går begge veier. I økonometriske analyser kan en vanligvis ta i bruk Grangers kausalitetstest for å kartlegge hvilken variabel som forklarer og hvilken av variablene som blir forklart av den andre. Problemet er at dette er ikke mulig i en "cross-section" analyse, hvor dataene inneholder en mengde observasjoner fra en rekke ulike land rundt om i verden (Gujarati, 2003). Det er heller ikke mulig å si noe om kausaliteten når en tar i bruk et utviklingsregnskap slik det blir gjort i Easterly og Levine (2001). På tross av dette argumenterer de i sin artikkel på bakgrunn av tidligere analyser⁵ at "evidence suggest, however, that physical and human capital accumulation do not cause faster growth" (Easterly og Levine, 2001:191), fordi det i et stort utvalg er mulig at det heller er inntekt som gir Granger-kausaltitet til investeringer. Dette bygger opp om deres argument at det er TFP vekst, og ikke faktorakkumulasjon, som kan forklare størstedelen av forskjellene i nivå eller vekstrate i inntekt pr. arbeider. Kausalitetsargumentet er også tatt opp av Bils og Klenow (2000) i "*Does schooling cause growth?*". Her argumenteres det med at høy vekst kan oppmuntre til at privat personer ønsker å investere mer i utdanning, fordi individuell fremtidig humankapital blir vektlagt mer enn de nåværende kostnadene for utdanning.

⁵ Blomström, Lipsey og Zejan (1996), i tillegg til Carroll og Weil (1993).

I tilfeller hvor kausaliteten mellom to variabler ikke kan bestemmes av en Granger-kausaltets test, ser en ofte på korrelasjonen mellom variablene. Dette kan være en nyttig indikator for å avgjøre endogeniteten mellom variabler, men det medfører også at virkeligheten forklares på bakgrunn av at to eller flere variabler beveger seg i samme retning. Mankiw (1995:304) sier: ”korrelasjonen mellom endogene variabler kan avskrive teorier som ikke klarer å produsere korrelasjon, og at dette vil øke tilliten til teorier som produserer dem, men disse korrelasjonene aldri kan etablere kausalitet på et bedre grunnlag en rimelig tvil.” Kritikken mot endogeniteten mellom variablene viser seg derfor å være vanskelig å forbedre.

I Mankiw, Romer og Weil (1992) sine regresjoner vil det være intuitivt forståelig at en høyere inntekt pr. arbeider kan bidra til at investeringene i fysisk kapital øker eller at investeringene i utdanning øker, fordi aktørene i økonomien vil generelt sett oppnå en høyere inntekt. Endogeniteten til regressorene kan dermed, på samme måte som forenklingen om teknologien ovenfor, bidra til skjeve estimater i regresjonene. Noe som kritikerne til Mankiw, Romer og Weil (1992) påstår at estimatene deres gjør.

3.1.3 Teoretisk

I Pritchett (2001) argumenteres det med at humankapital ikke har den påvirkning på økonomisk vekst som Mankiw, Romer og Weil (1992) tidligere rapporterte i sin artikkel og som dermed stiller spørsmål til den teoretiske sammenhengen. Pritchett (2001) brukte en annen metodologisk tilnærming for å estimere humankapital. Han fant at humankapital i form av økt utdanning gir en negativ effekt på vekst. Grunnen til at økt utdanning gir en negativ effekt på økonomisk vekst forklarer Prichett (2001) med: 1) At det for nyutdannede er mer lukrativt å gå inn i ”piracy” eller ”rent seeking”, det vil si lønnsom lobbyvirksomhet, istedenfor en produktiv virksomhet som vil øke aggregert produksjon. Dette betyr at den utdannede arbeidskraften velger å gå inn i en privat lønnsom sektor istedenfor i et arbeidsområde som er sosialt optimalt. 2) Veksten i etterspørselen etter utdannede arbeidere har vært lav på grunn av forskjellige endringer i sektorer, politikk, eller eksogene skift i teknologiutviklingen, slik at den marginale avkastningen til utdanning er blitt redusert. Denne effekten varierer på tvers av land. 3) Utdanningssystemer varierer på tvers av land slik at det i noen land vil være lav kvalitet på utdanningen som kan resulterer i at skolegangen ikke gir uttelling i nye og økte evner eller kunnskapsnivå (Prichett, 2001). En annen effekt som det også kunne tenkes at spilte inn i denne sammenhengen er ”braindrain”. Hvor investeringene et land har gjort i forhold til utdanning ikke kommer til gode i form av økning i utdanningsnivået

av arbeidsstyrken fordi de som har tatt utdanning heller flytter til et annet land og blir en del av arbeidstyrken der⁶.

Pritchett (2001) mener dette forklarer hvorfor mer skolegang ikke har ført til økt humankapital som igjen skulle gi utslag i økonomisk vekst. Dette indikerer enda en gang at Solow-modellen med humankapital overestimerer effekten av økt humankapital på vekst eller at den teoretiske modellen ikke er i tråd med det som observeres i virkeligheten. Men Pritchett (2001) legger til at denne effekten selvsagt varierer mye på tvers av land.

Å si at utdanning ikke har effekt på økonomisk vekst er en ekstrem tilnærming, men Pritchett (2001) prøver å belyse at det trengs en mer komplisert analyse til enn hva Mankiw, Romer og Weil (1992) tar i bruk for å trekke sine konklusjoner. Han mener at rollen til utdanning og humankapital må omdefineres i produksjonsfunksjonen, fordi produksjonsfunksjonen til humankapital ikke er lik produksjonsfunksjonen for fysisk kapital. Her ligger noe av den teoretiske kritikken mot Mankiw, Romer og Weil (1992), fordi de antar at fysisk og humankapital har samme produktfunksjon. En slik antagelse er trolig ekstrem ettersom produksjonen av humankapital mest sannsynlig er mer arbeidsintensiv enn produksjonen av fysisk kapital, fordi det trengs mer menneskelige ressurser og tilstedeværelse for å øke kunnskapsnivået og evnene til barn i skolen (Kendrick, 1976).

Prichett (2001) legger til at det er ulike effekter i ulike land. Dette er avgjørende for hvilke forklaringer som kan forklare hvordan utdanningsnivået virker inn på humankapital og deretter på den økonomiske veksten. Han legger heller ikke skjul på at utdanning er bra og bør prioriteres selv om det ikke nødvendigvis fører til positive eksterne effekter som høyere økonomisk vekst. Prichett (2001) beskriver dette som mikro-makro paradokset. Mikro-effektene kommer av at utdanning er lønnsomt for de private aktørene, fordi det fører til høy privatøkonomisk avkastning. Mens makroeffektene vil være at det ikke observeres positive sosiale eksternaliteter i form av økt aggregert produksjon eller produktivitet som resultat av den økte utdanningen.

3.1.4 Konvergens

Easterly og Levines (2001) beskriver at det som observeres i virkeligheten av forskjeller i inntekt pr. arbeider bedre kan beskrives som en divergens enn en betinget konvergens som er i

⁶ Effekten brukes til å beskrive hjerneflukten fra utviklingsland til vestlige land.

tråd med Solow-modellens prediksjoner. En avtakende avkastning av innsatsfaktorene i Solows produksjonsfunksjon er i tråd med en betinget konvergens, mens en økende eller konstant avkastning ofte er mer i tråd med modeller som legger vekt på teknologisk fremgang. Når empirien antyder at det er en divergens mellom rike og fattige land betyr dette at innsatsfaktorene sannsynligvis burde ha konstant eller økende avkastning. En slik observasjon kan da tyde på at det vil være en modell som inkluderer produktivitetsvekst som vil beskrive virkeligheten best. Dette betyr at Mankiw, Romer og Weils (1992) modellspesifikasjon ikke kan beskrive divergensen som observeres i virkeligheten og at konvergens, som det legges vekt på i deres studie, ikke viser seg å kunne forklare virkeligheten.

At faktorakkumulasjon er stabil over tid, mens den økonomiske veksten ser ut til å være relativt ustabil, er et annet argument som brukes mot de neoklassiske modellene. Easterly og Levine (2001) argumenterer på grunnlag av dette at det derfor må være endringer i TFP vekst som forklarer svingningene i økonomien. I denne sammenhengen bør det poengteres at Solow-modellens rammeverk faktisk kan forklare en ustabil vekst, fordi en økonomi på kort sikt kan befinne seg utenfor sitt steady state nivå hvor veksten og nivået avhenger av spareraten og befolkningsveksten. Modellen sier også at kort sikt kan være en relativ lang periode⁷ slik at når økonomien konvergerer mot sitt steady state vil de ulike nivåene av kapitalbeholdningen gi ulike vekstrater og nivå av inntekt. I tillegg kan et land i Solow-modellen oppnå en negativ vekst dersom det er i en situasjon hvor de nødvendige investeringene en trenger for dekke depresieringen av kapital overstiger investeringer i ny kapital. I Easterly og Levine (2001) legges det heller vekt på de empiriske forskjellene hvor stabil vekst som kan indikere steady state vekst er tilfelle i en del vestlige land, for eksempel i Norge. Samtidig som en i utviklingsland observerer en mer ustabil vekst som også i noen land kan være negativ. De konkluderer i sin artikkel med at svingningene i inntekt best kan forklares med TFP vekst. Dette kan fremstå som en ønsket konklusjon siden det trolig er mange flere variabler som må til for å forklare forskjellene, for eksempel deltakelse på verdensmarkedet og gode nasjonale institusjoner. I tillegg legger de til noe de fleste økonomer kan enes om; at det trengs ulike modeller til å forklare veksten og nivået i inntekt pr. arbeider i ulike grupper av land. Dette er forøvrig noe på siden av hovedformålet med oppgaven, og blir derfor bare nevnt for å poengtere hvordan konvergens og kapitalakkumulasjonen i Solow-modellen kritiseres for å ikke være forenelig med empirien.

⁷ Mankiw, Romer og Weil (1992) sin tolkning av Solow utvidet for humankapital gjør at økonomien konvergerer raskere mot steady state enn den enkle Solow-modellen.

En alternativ metodisk tilnærming for å unngå noen av de metodiske begrensningene i Mankiw, Romer og Weil (1992) vil være å foreta et utviklingsregnskap. I kjølevannet av Mankiw, Romer og Weil (1992) er dette blitt gjort en rekke ganger. Denne type tilnærming har eliminert noe av problemene med forenklingen av produktivitetsforskjellene og endogeniteten mellom variablene. Konklusjoner fra slike analyser skiller seg ofte betraktelig fra Mankiw, Romer og Weils (1992) konklusjon om at faktorakkumulasjon fra Solow-modellen kan forklare størstedelen av de internasjonale variasjonene i inntekt pr. arbeider. Et utviklingsregnskap ble blant annet foretatt av Easterly og Levine (2001), hvor de konkluderte med at “there must be ”something else” besides capital accumulation that is critical for understanding differences in economic growth and income across countries” (Easterly & Levine, 2001:178). De mener at “noe annet” kan beskrives som total faktorproduktivitet som omfatter; endringer i teknologi, endringer i ulike sektors produksjonssammensetning, eller implementering av kostnadsbesparende produksjonsmetoder.

Easterly og Levine (2001) poengterer at det er store forskjeller i TFP vekst på tvers av land. Men at det vil være mulig å si at i et gjennomsnittsland vil en dersom en kun ser på fysisk kapital og antar at α er 0,4 (som her er påstått å være mer i tråd med virkeligheten), kunne si at 60 % av veksten i inntekt pr. arbeider kan tilegnes TFP veksten⁸ (Easterly og Levine, 2001:185). Dette resultatet endres ikke merkbart ved å inkludere humankapital i utviklingsregnskapet. Deres beregninger indikerer at størstedelen av både veksten og nivået av inntekt pr. arbeider kan forklares med TFP vekst, og konkluderer med at Mankiw, Romer og Weil (1992) tilegner for mye av variasjonene i inntekt til faktorakkumulasjon.

3.2 Måling av humankapital

3.2.1 Investeringer i utdanning eller nivået av utdanning?

Målingen av humankapital i Mankiw, Romer og Weil (1992) er blitt kritisert av forskjellige grunner. Kritikken tar utgangspunkt i ulike sider av hvordan humankapital i regresjonen som estimeres måles. For det først velger Mankiw, Romer og Weil (1992) å estimere likning (28), som reflekterer humankapital ved investeringsraten, s_h . En annen regresjon som kunne blitt estimert er likning (29):

⁸ Dette er beregnet ved å bruke data fra Penn World Table Versjon 5.6.

$$\ln\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) = a + \frac{\alpha}{1-\alpha-\eta} \ln(s_k) + \frac{\eta}{1-\alpha-\eta} \ln(h) - \frac{\alpha+\eta}{1-\alpha-\eta} \ln(n+g+\delta)$$

I likningen over reflekterer humankapitalvariabelen nivået av utdanning. Grunnen til at denne likningen ikke estimeres er at et troverdig mål for nivået av utdanning, $\ln h$, er svært vanskelig å finne data for. Om dette hemmer analysen merkbart er vanskelig å si ettersom det ikke er mange som har estimert en likning hvor humankapitalen måles som nivået av utdanning. Men grunnen til at Mankiw, Romer og Weil (1992) velger investeringer i utdanning, $\ln s_h$, fremfor nivået av utdanning, $\ln h$, er at dette er lettere å finne data på. I tillegg er dataene sannsynligvis av bedre kvalitet og dermed mer troverdige.

3.2.2 Avkastningen av utdanning

Mankiw, Romer og Weil (1992) estimerer humankapital som brukes i regresjonene ved å se på investeringer i utdanning. Dette medfører at de indirekte antar at all utdanning gir samme avkastning. I praksis betyr det at hvert ekstra år med skole på ungdomskoletrinnet i tillegg til videregående skole gir lik avkastning av utdanningen. En slik antagelse er omdiskutert fordi den trolig ikke er helt i tråd med virkeligheten, hvor en ofte observerer at avkastningen av utdanningen stiger i tråd med utdanningsnivået.

En annen metode å estimere humankapital på er å ta i bruk Mincer-regresjoner. Mincer (1974) tok for seg, gjennom regresjonsanalyser, sammenhengen mellom lønn og utdanningsnivå, som opprinnelig ble brukt til å se på problemstillinger knyttet til arbeidsmarkedet. Senere har det vist seg at denne empiriske sammenhengen også kan være en god metode å estimere humankapital på. Ved hjelp av Mincer-regresjoner er mulig å tilegne ulik avkastning av utdanningen til ulike utdanningsnivå. En slik tilnærming vil skille seg fra Mankiw, Romer og Weils (1992), fordi den vil estimere humankapital på bakgrunn av sammenhengen mellom lønnsnivå og utdanningsnivå. Dette medfører at: ”dess høyere nivå av utdanning en har, dess større er den absolutte mengden av humankapital en vil få av et ekstra år med utdanning” (Klenow og Rodriguez-Clare, 1997:85). Avkastning av utdanning vil derfor stige i takt med hvilket utdanningsnivå en tar fordi lønnen knyttet til et høyere utdanningsnivå vil stige. Dermed vil regresjonen vektlegge høyere utdanning mer enn utdanning på et lavere nivå. En slik spesifisering blir foretatt i Klenow og Rodriguez-Clare (1997). Resultatene deres viser at

Mincer estimatene reduserer effekten som tidligere kombinerte høyere utdanningsnivå med høyere humankapital som igjen skulle transformeres til høyere produksjon. En forklaring er at Mincer-regresjoner bare tar for seg den private avkastningen av utdanning, slik at utdanningsnivået ikke vil føre med seg positive eksterne effekter i form av økt produksjon.

3.2.3 Utdanningsnivået som måles

Kritikken som er rettet mot Mankiw, Romer og Weils (1992) måling av humankapital tar for seg hvilket utdanningsnivå de velger for å reflektere humankapital i den økonometriske analysen. Mankiw, Romer og Weil (1992) tar for seg ”secondary”⁹ utdanning som mål på et lands investeringer i utdanning det vil si humankapital. Det stilles dermed spørsmål om det er variasjonene i dette utdanningsnivået som best forklarer variasjonene i inntekt pr. arbeider eller om det faktisk var et annet utdanningsnivå som burde blitt tatt i bruk. Dette blir blant annet sett nærmere på i Klenow og Rodriguez-Clare (1997).

Klenow og Rodriguez-Clare (1997) tar først og fremst for seg hvordan variabelen for humankapital er satt sammen og hvorfor dette gir analysen et ømfintlig resultat. Uten å gå nærmere inn på detaljer, foretar de i hovedsak en form for utviklingsregnskap hvor de bruker varians dekomponering, istedenfor en standard økonometrisk analyse. De finner at ved å inkludere barneskoletrinnet, i tillegg til ungdomsskoletrinnet og videregående opplæring i variabelen for humankapital, vil humankapital sin rolle i regresjonen bli kraftig redusert. Den reduserte effekten av humankapital kommer av at det er mye mindre forskjeller på tvers av land når en ser på hvor stor del av befolkningen som går i barneskolen i forhold til hvor stor del av befolkningen som går på både ungdomsskole og videregående skole. Dette kan resultere i at Mankiw, Romer og Weil (1992) sin humankapital variabel kan få større betydning enn den skulle hatt i deres regresjoner, fordi den faktiske variasjonen i barn som går på skolen er høyere enn den skulle ha vært. Det er denne modifikasjonen i Klenow og Rodriguez-Clare (1997) som gir størst effekt sammenliknet med resultatene fra Mankiw, Romer og Weil (1992). Andre modifikasjoner (Mincer regresjon) gir resultater som peker i samme retning om at Mankiw, Romer og Weil (1992) sin konstruksjon av humankapital er sensitiv overfor endringer, og at de derfor har tilegnet kapitalakkumulasjon for mye forklaringskraft for variasjonene i inntekt pr. arbeider.

⁹ Nærmere beskrivelser av hva dette innebærer blir gitt i kapittel 4.

Klenow og Rodriguez-Clare (1997) tar også for seg Youngs (1995) studie, hvor en ser på hva som var opphav til den sterke veksten i Hong Kong, Sør Korea, Singapore og Taiwan. Young (1995) argumenterer for at den høye økonomiske veksten i de østasiatiske landene kommer fra kapitalakkumulasjon, noe som Klenow og Rodriguez-Clare (1997) ikke er helt enig i. De ser nærmere på Youngs (1995) og mener at hans tolkning av resultatene ikke er helt korrekte. Klenow og Rodriguez-Clare (1997) påpeker at debatten bør fokusere på om det er akkumulasjonen av kapital eller teknologisk fremgang som forklarer veksten i inntekt pr. arbeider, og ikke veksten i aggregert inntekt. Dette kommer av at veksten i arbeidere ikke blir forklart. I tillegg hevder de at veksten i kapital som kommer fra produktivitetsendringer bør tilegnes produktivitetsveksten, det vil si TFP. Ved å se nærmere på Young (1995) mener Klenow og Rodriguez-Clare (1997) at en kan si at veksten i humankapital bare kan forklare en liten del av den økonomiske veksten, og at det er TFP vekst som står for største delen av veksten i inntekt pr. arbeider i Hong Kong, Sør Korea og Taiwan. I Singapore derimot er det trolig kapitalakkumulasjonen som spiller en viktig rolle i å forklare den høye veksten i inntekt pr. arbeider.

Hovedpoenget i Klenow og Rodriguez-Clare (1997) er klart, målingen av humankapital er viktig. I tillegg hevder de at små endringer i målingen av denne variabelen kan gi store utslag i forhold til hvor stor effekt humankapital har på økonomisk vekst. Dette ser jeg nærmere på i kapittel 5, hvor jeg ønsker å undersøke effekten av humankapital når en tar i bruk forskjellige nivåer av utdanning i spesifikasjonen av humankapital. På denne måten kan jeg vurdere om Mankiw, Romer og Weil (1992) sine resultater vil endres ved å ta i bruk andre nivåer av utdanning og om Klenow og Rodriguez-Clare (1997) har rett i at effekten av humankapital er overestimert i Mankiw, Romer og Weil (1992).

3.2.4 Andre spesifikasjoner av humankapital

Klenow og Rodriguez-Clare (1997) tar opp problemet om hvordan humankapital kvantitativt blir målt, mens det også kan være andre relevante faktorer i forhold til denne variabelen som burde vektlegges. Manuelli og Seshadri (2006) viser at det likeså gjerne burde vært vektlagt hvordan de kvalitative forskjellene i humankapital er på tvers av land. Den kvalitative forskjellen i humankapital kan være vel så viktig som hvor mange år man har på skole, ettersom vi vet hvor store forskjeller det kan være i kvaliteten på fasiliteter, lærere og undervisningsopplegg på tvers av landegrenser. Deres artikkel prøver å måle kvaliteten på humankapital ved å se på ulike faktorer som kan være avgjørende for kvalitetsforskjeller i

humankapital. De finner at de internasjonale forskjellene i humankapital gjør at den effektive humankapitalen som er justert for kvalitetsforskjeller, varierer i stor grad på tvers av landegrenser. Dette vil dermed tyde på at det er forskjellene i kvaliteten på utdanningen som kan forklare variasjonen i inntekt pr. arbeider.

En annen måte å sette sammen humankapital på vil være å ta med flere faktorer av humankapital enn hva som tidligere er blitt gjort. Et bredere begrep av humankapital ville vært ønskelig ettersom humankapital burde omfatte både et menneskes kunnskap, i form av utdanning, og ikke minst et menneskets helsetilstand ettersom dette er avgjørende for hvordan en kan ta i bruk sine kunnskaper. En person med høy utdanning og dårlig helsetilstand er trolig ikke mer effektiv, enn en person med lavere utdanning og god helsetilstand, dersom en ikke kan ta i bruk sine kunnskaper på en produktiv måte. Et bedre mål for humankapital burde derfor strebe mot å inkludere et menneskes helsetilstand i form av for eksempel et lands forventede levealder, analfabetisme, og landets HIV/AIDS andel.

Oppsummering

Klenow og Rodriguez-Clare (1997) kritiserte Mankiw, Romer og Weil (1992) for at studiet deres var for sensitiv overfor ulike målinger av humankapital. De viste at dersom en målte humankapital i form av variasjoner i barneskoletrinnet kunne ikke faktorakkumulasjon forklare hoveddelen av variasjonene i inntekt pr. arbeider. Pritchett (2001) derimot gikk ennå lenger ved å påstå at utdanning gav negativ effekt på økonomisk vekst, mens Easterly og Levine (2001) gang på gang viste til at det var TFP veksten som kunne forklare forskjellene i inntekt best. Den fulle sannheten vil trolig ligge et sted mellom disse ytterpunktene, og det er dette som vil være utgangspunktet for analysen i kapittel 6.

Til tross for kritikken mot Mankiw, Romer og Weil (1992) er deres studie en god begynnelse til å bygge effektive broer mellom vekstteori og empiriske resultater. På denne måten er det mulig å bedre teste hvordan empirien kan forklares gjennom neoklassisk teori og kartlegge noe av humankapitalens påvirkning på økonomisk vekst. Det er ikke tvil om at TFP vekst forklarer en god del av virkeligheten, men tiltross for dette vil denne oppgaven konsentrere seg om humankapitalens rolle og målingen av denne variabelen i samme modellramme som Mankiw, Romer og Weil (1992). Jeg vil på bakgrunn av dette se nærmere på hvordan resultatene fra Mankiw, Romer og Weil (1992) påvirkes når en replikerer studiet med nye data, og hvilke konklusjoner som kan trekkes når en måler humankapital ved ulike nivåer av utdanning. Forhåpentligvis vil dette kunne si noe om humankapitalens påvirkning på

økonomisk vekst og hvor mye forklaringskraft som kan tilegnes faktorakkumulasjon fra Solow-modellen.

4.0 Data og inndeling i ulike utvalg

Dataene i denne oppgaven er, i likhet med Mankiw, Romer og Weil (1992), hentet fra Penn World Table (PWT, 2007), Verdensbanken (WB, 2007) og UNESCO (UNESCO, 2007) sine statistikker som ligger tilgjengelig på internett. Hovedtanken er å benytte de samme kildene som ble brukt i "A contribution to the empirics of economic growth" (Mankiw, Romer & Weil, 1992) for å replikere deres studie med nyere data. Samtidig ser jeg nærmere på hvordan målingen av humankapital spiller inn på resultatene i analysen. Resultatene jeg får ved å bruke nyere data skal brukes til å sammenligne resultatene fra regresjonene gjort med de eldre data til Mankiw, Romer og Weil (1992) i tabell 1 og 2. Det er dermed viktig for sammenlikningene til Mankiw, Romer og Weil (1992) at dataene som blir satt sammen er like pålitelige som de tidligere dataene og konstruert på samme måte slik at analysene er direkte sammenliknbare.

4.1 Data

Befolkningsvekst

Befolkningsveksten, wap , er i likhet med Mankiw, Romer og Weil (1992) brukt om veksten i befolkningen som er i alderen 15-64 år. Aldersgruppen skal reflektere innbyggerne i et land som er i en alder som gjør at de kan betraktes som en del av arbeidstyrken og veksten i denne delen av befolkningen kan dermed betraktes som veksten i arbeidstyrken. Tilnærmingen er brukt siden modellen i analysen inkluderer arbeidere og ikke innbyggere. Dataene er hentet fra Verdensbanken (WB, 2007), og veksten i arbeidstyrken er beregnet fra årene 1984 til 2004. Noen land ble ved begynnelsen av innsamlingen av datamateriale ekskludert fra analysen fordi det ikke fantes data om befolkningen mellom 15-64 år fra 1984¹⁰.

Spareraten og bruttonasjonalprodukt

Spareraten i regresjonen blir betegnet som $\ln(sav)$. Den er et mål for hvor stor del av landets inntekter som blir brukt til nye investeringer. Som mål på spareraten brukes investeringenes

¹⁰ Dette var i mange tilfeller på grunn av at land har blitt oppdelt slik at det er opprettet en mengde nye land siden 1984, i tillegg til at det er en del land, spesielt utviklingsland, hvor disse dataene ikke var tilgjengelig før i nyere tid.

andel av BNP som blir oppgitt i prosentandel for hvert av landene. Variabelen er betegnet som ki_i i Penn World Table Versjon 6.2 (PWT, 2007) som er Summer og Heston (1991) sin innsamling av variabler til makroøkonomiske formål. BNP er her justert for ulikheter i forhold til levekostnader i ulike land ved PPP¹¹ (Summer og Heston, 1991). Variabelen fra Penn World Table som brukes for spareraten og BNP i denne oppgaven er kun forskjellig fra Mankiw, Romer og Weil (1992) ved at det er ulike versjoner av Penn World Table. I denne oppgaven er det tatt i bruk Penn World Table versjon 6.2, som er den nyeste versjonen hvor basis året er år 2000.

Målet for inntekt/produksjon inngår i modellen som Y og er det samme som et lands bruttonasjonalprodukt. For denne analysen ble det innhentet data for BNP i år 2002, hvor tallene som er brukt er PPP justert og hentet fra Penn World Table (PWT, 2007). Den spesifikke variabelen fra Penn World Table som er tatt i bruk som mål på BNP er $rgdpch$, som er real BNP pr. innbygger målt i faste priser fra år 2000. I regresjonene som estimeres blir $rgdpch$ multiplisert med innbyggere og deretter dividert på personer i arbeidsalder (i år 2004) for å finne variabelen for BNP pr. arbeider i 2002. Det er denne variabelen som skal forklares i regresjonen, fordi den reflekterer nivået av BNP pr. arbeider i modellen og analysen.

Humankapital

I analysen er variabelen *school* et mål for investeringer i humankapital, henholdsvis s_h i modellen. Humankapitalvariabelen tar kun for seg investeringer i utdanning og utelater den delen av humankapital som kan reflekteres i form av helsetilstand og så videre. Variabelen for humankapital konstrueres ved å bruke demografiske data fra Verdensbanken (WB, 2007) og innmeldingsrater for hvor mange elever som går på et gitt utdanningsnivå fra UNESCO (UNESCO, 2007). Den generelle måten å gjøre dette på er vist under.

$$(*) \quad \text{Humankapital} = (\text{Innmeldingsrate}) \cdot \left(\frac{\text{Befolkning mellom 15 - 19}}{\text{Befolkning mellom 15 - 64}} \right)$$

For analysen i kapittel 5 er det vert å merke seg at andelen av befolkning mellom 15-19 år som er i arbeidsalder er en demografisk justering som er tatt i bruk at Mankiw, Romer og Weil (1992).

¹¹ "Purchasing power parity".

$$(31) \quad \text{Humankapital} = (\text{Innmeldingsrate}) \cdot (\text{Demografisk justeringsfaktor})$$

Humankapitalvariabelen, *school*, som ble brukt i Mankiw, Romer og Weil (1992) er et mål på andelen av befolkningen i alderen 15-64 år som går på "secondary school". I Norge vil dette tilsvare elever som går på både ungdomskole og en form for videregående skole.

Humankapitalvariabelen blir både her, og i Mankiw, Romer og Weil (1992), konstruert ved å finne andelen av befolkningen i arbeidssalder (15-64 år) som er mellom 15-19 år. De demografiske dataene som er brukt for aldersgruppene 15-19 år og 15-64 år er hentet fra Verdensbankens (WB, 2007) statistikker. Deretter multipliseres den demografiske justeringsfaktoren med elever som går på et gitt utdanningsnivå, som vist i (31) over. Grunnen til at de inkluderer demografisk data i humankapitalvariabelen er for å fange opp hvor ung befolkningen er og dermed gi en bedre refleksjon av hvor mange arbeidere som er ekskludert fra arbeidsstyrken som følge av at de tar utdanning. Dette er trolig ment til å gi en bedre analyse over strømmen av arbeidere inn i arbeidsstyrken. Det vil vise i kapittel 5 at den demografiske justeringen muligens ikke er en hensiktsmessig faktor å inkludere i humankapitalvariabelen.

Antall elever som går på "secondary school" er statistikk utarbeidet av "International standard classification of education" (ISCED) 1997, som er UNESCOs datainnsamlingsprogram. "Secondary school" som er brukt i denne analysen betegnes av ISCED 1997 som både "lower secondary" og "upper secondary". "Lower secondary" kan sammenlignes med norsk ungdomsskole ettersom dette er utdanningen som kommer etter elevene har gått seks år på skole. Denne ungdomsskoleutdanningen går, som i Norge, over tre år. "Upper secondary" er utdanningen elevene tar etter ni år på skole. Her starter elevene ordinært i 15-16 års alderen. "Upper secondary" utdanningen kan ha ulike retninger og variere i lengde mellom et halvt til to år. Dette nivået vil i Norge være en form for videregående skole¹². For "lower secondary" og "upper secondary" utdanning har ISCED 1997 inkludert yrkesrettet og tradisjonell utdanning, slik at en etter hvert trinn har mulighet til å gå ut i arbeidslivet eller fortsette med videre utdanning som forbereder elevene på neste utdanningsnivå. Det sier seg derfor selv at statistikken ikke nødvendigvis viser direkte sammenlignbar kunnskap på tvers av land, men

¹² I statistikker vil det stå opplyst at "secondary school" har elever som er mellom 12 og 17 år. I Norge vil dette bli litt annerledes siden en ofte her har en "Upper secondary" på tre år i stedet for mellom et halvt til to år. I denne analysen behandler vi ikke denne forskjellen mer i detalj.

gir et grunnlag som gjør det mulig å sammenligne hvor lenge elvene har tilegnet seg en form for kunnskap på en organisert og målrettet måte. Dette vil for denne analysen være et tilfredsstillende mål for å kunne si noe om investeringene i utdanning.

ISCED 1997 skiller mellom brutto og nettoinnmeldingsrater¹³, hvor bruttoinnmeldingsrater er ratene som tradisjonelt er mest brukt. Bruttoinnmeldingsrater defineres som ”antall elever som går på det gitte utdanningsnivået, uavhengig av alder, oppgitt som en prosentandel av befolkningen i den teoretiske aldersgruppen for det samme nivået av utdanning” (UNESCO, 2007). Dette betyr at dataene inkluderer elever som er over og under den opprinnelige alderen for det gitte utdanningsnivået og studenter som går samme trinnet om igjen. Nettoinnmeldingsrater derimot inkluderer kun de som er i den offisielle skolealdersgruppen for et gitt utdanningsnivå slik at denne raten teoretisk sett ikke kan overstige 100 %.

Den eksakte spesifikasjonen av *school* som er brukt i Mankiw, Romer og Weil (1992) er noe uklar, men det er rimelig å anta at det er bruttoinnmeldingsrater som blir brukt ettersom disse dataene har vært tilgjengelig lengst. Om Mankiw, Romer og Weil (1992) bruker data for ”total secondary”, eller om de kun ser på ”lower” eller ”upper secondary” når de konstruerer sin humankapitalvariabel, er vanskeligere å si ettersom dette ikke blir nærmere spesifisert i artikkelen. Det er allikevel mest nærliggende å anta at det er ”total secondary” som blir brukt siden det er denne variabelen som betegnes som ”secondary school” uten noen videre spesifisering i UNESCOs statistikker. På tross av at den uklare spesifiseringen, antas det gjennom hele oppgaven at det er ”total secondary”, det vil si både ungdomsskole og videregående skole, som er utdanningsnivået Mankiw, Romer og Weil (1992) tar i bruk.

Under konstruksjonen av humankapital i denne analysen ble det tatt i bruk data fra to forskjellige tidsperioder. Dataene for den demografiske andelen av befolkningen mellom 15-19 år som er i arbeidsalder er fra år 2000, mens andelen av befolkningen som går på ungdomsskole og videregående skole er fra 2004. Hovedgrunnen til at det er brukt data fra ulike årstall er at dersom en skal bruke data som er nyere enn år 2000 for aldersgruppen 15-19 år, vil de tilgjengelige dataene være estimerer på bakgrunn av tidligere målinger. Det syntes dermed mest hensiktmessig å ta i bruk tallene fra siste måling i 2000 og ikke fremtidige estimerer, i tillegg til at det kun rapporteres demografiske estimerer hvert femte år.

¹³ Gross enrollment rate (GER) og net enrollment rate (NER).

Variabelen for humankapital gav flest frafall fra utvalget. Dette har sammenheng med at dataene som brukes for å konstruere variabelen er vanskelig å måle, i tillegg til at variabelen er sammensatt av tre ulike data slik at en må utelukke landene hvor en eller flere data er utilgjengelige. Det viser seg at det er utviklingsland som har størst frafall i denne variabelen noe som kan gi en uheldig effekt for resultatene. Dette kommer av at ulike grupper av land for eksempel industriland, de hurtigvoksende asiatiske land og utviklingsland, muligens kan beskrives av ulike vekstmodeller og dermed ha ulike vekstbaner, slik at et utvalg hvor en type land er overrepresentert kan lede resultatene (Easterly & Levine, 2001). Til tross for dette er trolig det gjenværende utvalget som er brukt i analysen et relativt stort og variert utvalg.

I kapittel 5 blir det brukt ulike utdanningsnivåer som mål på humankapital, disse blir i stor grad konstruert på samme måte som hovedvariabelen, *school*. Men forskjellen ligger i hvilket utdanningsnivå som multipliseres med andelen av befolkningen mellom 15-19 år som er i arbeidsalder. Dette er åpenbart ikke en optimal måte å konstruere de ulike humankapitalvariablene på. Spesielt kan dette være uheldig for *primary school* variabelen ettersom innmeldingsratene for dette utdanningsnivået også blir multiplisert med andelen av befolkningen mellom 15-19 år som er i arbeidsalder. Humankapitalvariablene ble multiplisert med samme demografiske faktor i mangel på bedre alternativer. Begrunnelsen kommer av at elever i barneskolen ordinært er mellom 6-12 år, og i store deler av verden blir ikke denne delen av befolkningen betraktet som del av arbeidstyrken dersom de ikke går på skole. I tillegg var de demografiske dataene for denne aldersgruppen vanskelig å sette sammen på en hensiktsmessig måte for at variabelen kunne blitt forbedret i forhold til utfordringen som ble nevnt ovenfor¹⁴.

Teknologisk fremgang og depresiering

I Solow-modellen (Solow, 1956), som ligger til grunn for analysen, tas det i bruk et eksogent mål for teknologisk fremgang. Det vil si at teknologiveksten antas å vokse med en konstant rate, g , hvert år. Hva som driver teknologiveksten forklares derimot ikke i modellen. I Mankiw, Romer og Weil (1992) er det på bakgrunn av en depresieringsrate på 0,03 antatt at

¹⁴ Det var ønskelig i denne oppgaven å bruke demografiske dataene fra Verdensbanken for at kildene kunne være mest mulig lik Mankiw, Romer og Weil (1992), og de tilgjengelige demografiske dataene tok kun for seg aldersgruppene 5-9 år og 10-14 år.

teknologiveksten er $0,02^{15}$ slik at $(g+\delta)$ til sammen blir 0,05. Små endringer i antagelsen om teknologiraten vil ikke gi betydelige endringer på estimatene i analysen. Hovedpoenget er at teknologiraten er eksogen, og at alle land i analysen står overfor det samme teknologinivået. Depresieringsraten, δ , beskriver hvor mye investeringer som trengs til å dekke forverringen i den eksisterende kapitalen, også kalt kapitalslit. Denne variabelen er i likhet med teknologiraten behandlet som en eksogen rate som er lik for alle landene i utvalget. Empirisk vil en slik antagelse være mer troverdig enn antagelsen om en felles eksogen teknologivekst. Depresieringsraten er satt til å være 0,03 og begrunnes med at i USA er konsumet av kapital delt på kapitalbeholdningen ca. 3 % pr. år¹⁶.

4.2 Inndeling i ulike utvalg

I analysen deles det inn i tre grupper av land for å se om de ulike utvalgene gir forskjellige resultater av nivået av BNP pr. arbeider. Ved sammensetningen av hele datasettet var ønsket å ta med så mange land som mulig, dersom en kunne finne de data en trengte. Dette resulterte i at det samlede utvalget for land i analysen ble 160, som er 39 flere land enn Mankiw, Romer og Weil sin analyse i 1992. Grunnen til at utvalget ble større er at flere land har tilgjengelige data for utdanning i UNESCO sine statistikker, og ikke minst at Penn World Table versjon 6.2 har data for 188 land. Penn World Table versjonen som ble brukt i 1992 inkluderte bare 130 land.

Det største utvalget i analysen er kalt *non-oil* utvalget, betegnelsen og begrunnelsen for å ha et utvalg som ekskluderer oljeproduserende land kommer fra Mankiw, Romer og Weil (1992). I likhet med deres studie er utvalget satt sammen av land som ikke har oljeproduksjon som en betydelig del av sitt bruttonasjonalprodukt, og karakteriserer oljeindustrien som en dominerende industri i landet. Grunnen til at landene som produserer store mengder olje trekkes ut av utvalget er, i likhet med andre naturressurser, at oljen (ressursene) en bruker til produksjon og konsum ikke justeres for i landets BNP. Dette vil gi landet et stort BNP uten å ta i betraktning at en reduserer naturressursene i landet. Slike land blir dermed tatt bort, fordi en ikke kan forvente at forholdsvis enkle vekstmodeller tar høyde for slike effekter når en ser på lands økonomiske vekst. Dette utvalget har 136 observasjoner, hele 38 flere enn Mankiw,

¹⁵ Denne raten forsvares også med at den gjennomsnittlige veksten i inntekt pr. arbeider hvert år var 1.7 i USA og 2.2 i *intermediate* utvalget som ble estimert i deres studie i 1992.

¹⁶ Hvorfor depresieringsraten i antas å være 0,03 er også kort beskrevet i Mankiw(1995:282-286).

Romer og Weil (1992). Utvalget ble satt sammen ved å gjennomgå Mankiw, Romer og Weil (1992) sine vurderinger om hvilke land som karakteriseres som oljeproduserende land på nytt, i tillegg til at de nye landene måtte vurderes i hvert enkelt tilfelle. Landene ble vurdert i forhold til hvilken industri som stod for største delen av verdien til aggregert produksjon, hvor denne informasjonen ble hentet fra "The worlds factbook" hos CIA (CIA, 2007).

Det neste utvalget er på 91 land og ekskluderer land som får den laveste karakter, D, for kvaliteten på dataene av Summer og Heston (PWT, 2007). Det sier seg selv at kvaliteten på dataene i analysen er viktig for resultatene og troverdigheten av analysen. I tillegg blir land som har en befolkning på mindre enn en million ekskludert fra dette utvalget, fordi deres BNP lettere kan domineres av idiosynkratiske faktorer. Dette utvalget er betegnet i analysen i kapittel 5 som *intermediate* utvalget, i likhet med betegnelsen på dette utvalget i Mankiw, Romer og Weil (1992).

Det siste utvalget inkluderer kun OECD land som har over en million innbyggere. Naturlig nok er utvalget også kalt *OECD* utvalget. *OECD* utvalget består hovedsaklig av relativt like land, som kjennetegnes med at landene har god kvalitet på dataene. I utvalget inkluderes 30 land, noe som er lite for en "cross-country" regresjon. Et slikt utvalg vil trolig få problemer med å forklare forskjellene i BNP pr. arbeider på tvers av land. Dette kommer av at utvalget består av få land, i tillegg til at det vil være små variasjoner mellom variablene i utvalget. Som et resultat vil muligens *OECD* utvalget skille seg fra de andre utvalgene både i størrelsen på de estimerte koeffisientene, signifikantnivåer og i modellens forklaringskraft (\bar{R}^2).

Det vil vise seg i kapittel 5 at resultatene fra estimeringen i de ulike utvalgene vil skille seg merkbart fra hverandre. Grunnen til at en får så forskjellige resultat i de ulike utvalgene er at likning (15) og (28) blir estimert på bakgrunn av observasjonene i de spesifikke utvalgene.

4.3 Deskriptiv statistikk

Variablene i analysen er transformert til logaritmer slik at det vil være mulig å foreta nivåregresjoner av likning (15) og (28). Logaritmiske variabler er vanskeligere å tolke og den deskriptive statistikken av variablene i tabell 3 er dermed oppgitt uten den logaritmiske transformeringen. Deskriptiv statistikk for de logaritmiske variablene som er brukt til analysen i kapittel 5 finnes i appendiks B.

Variabelen *gdpwap* er BNP pr. arbeider, *sav* er spareraten, og *ngd* er brukt om befolkningsveksten, det vil si veksten i befolkningen i arbeidsalder summert med den eksogene teknologiveksten og depresieringsraten. De forskjellige målene for humankapitalvariablene er betegnet med, *school* som er ungdomsskole og videregående, barneskoletrinnet er gitt ved *primary*, ungdomskoletrinnet er betegnet som *lower*, og *upper* er videregående skole. Humankapitalen som er målt ved hjelp av nettoinnmeldingsrater er, *net primary* som er barneskoletrinnet og *net secondary* som er ungdomsskoletrinnet. I tabell 3 er det oppgitt gjennomsnitt, median, maksimums og minimums observasjoner, i tillegg til standardavvik for variablene som er brukt i analysen i kapittel 5.

Tabell 3: Deskriptiv statistikk av variablene i analysen

	<i>gdpwap</i>	<i>sav</i>	<i>ngd</i>	<i>school</i>	<i>primary</i>	<i>lower</i>	<i>upper</i>	<i>net primary</i>	<i>net secondary</i>
Gj.snitt	14662,22	0,1425	0,0698	0,1042	0,1609	0,1185	0,0884	0,1342	0,0897
Median	9006,65	0,1230	0,0730	0,1078	0,1566	0,1150	0,0914	0,1361	0,0913
Maks.	73220,38	0,4510	0,1163	0,2104	0,3154	0,2470	0,2486	0,2256	0,1798
Min.	1001,44	0,0210	0,0430	0,0125	0,0682	0,0176	0,0047	0,0561	0,0105
St.avvik	13841,35	0,0785	0,0126	0,0391	0,0534	0,0439	0,0429	0,0381	0,0327

5.0 Resultater fra den empiriske analysen

5.1 Solow-modellen med teknologi

Tabell 4 viser resultatene for en estimering av likning (15). Disse estimatene er sammenliknbare med tabell 1, men skiller seg fra Mankiw, Romer og Weils (1992) resultater ettersom resultatene i tabellen 4 inkluderer flere land og er basert på nyere data. I tabell 4 er likning (15) også estimert med restriksjonen om at de estimerte koeffisientene til spareraten og befolkningsveksten er like store, men har ulike fortegn. Denne spesifikasjonen gjør det mulig å beregne kapitalandelen i regresjonene for de ulike utvalgene. I hovedsak kan en si at estimatene fra regresjonene i tabell 4 støtter Solow-modellen, i likhet med resultatene fra Mankiw, Romer og Weil (1992). Men noen tydelige forskjeller mellom resultater i tabell 1 og tabell 4 er likevel vel vert å utdype.

Tabell 4: Estimering av Solow-modellen.

Den avhengige variabelen er: Log BNP pr. person i arbeidsalder i 2002			
Utvalg:	Non-oil	Intermediate	OECD
Observasjoner:	136	91	30
Konstantledd	4,22 (3,43)	6,80 (6,10)	6,56 (2,97)
$\ln(\text{sav})$	0,73 (6,15)	1,02 (7,64)	1,13 (2,16)
$\ln(n+g+\delta)$	-2,36 (-5,80)	-1,65 (-4,62)	-1,90 (-2,49)
\bar{R}^2	0,48	0,60	0,21
Standardfeil	0,77	0,58	0,43
Regresjon med restriksjoner:			
Konstantledd	8,46 (97,93)	8,41 (82,09)	8,45 (13,13)
$\ln(\text{sav}) - \ln(n+g+\delta)$	0,99 (10,26)	1,15 (11,44)	1,36 (2,95)
\bar{R}^2	0,44	0,59	0,21
Standardfeil	0,80	0,59	0,42
Test av restriksjonen:			
p -verdi	0,00	0,15	0,38
Implisert α	0,50*	0,54	0,58

Merk: T-verdien er oppgitt i parentes. $(g+\delta)$ er tidligere antatt å være 0,05.

* Kapitalandelen er uten teoretisk mening ettersom restriksjonen blir forkastet på 10 % signifikantnivå.

De estimerte koeffisientene for spareraten og befolkningsveksten viser i alle utvalgene de samme retningene som Solow-modellen predikerer. I tillegg er de estimerte koeffisientene signifikante på 5 % nivå i alle utvalgene. Det viser seg at utvalget som gir lavest signifikantnivå for koeffisientene er *OECD* utvalget, men i motsetning til i Mankiw, Romer og Weil (1992) ser man at estimerte koeffisientene for spareraten og befolkningsveksten er signifikante også for dette utvalget. Grunnen til at koeffisientene blir signifikante på 5 % nivå er at størrelsen på de estimerte koeffisientene endres uten at standardavviket øker proporsjonalt, som resulterer i at t-verdien for koeffisientene øker.

I regresjonene ser en at variasjoner i spareraten og befolkningsveksten kan forklare mye av forskjellene i inntekt pr. arbeider på tvers av land. *Intermediate* utvalget viser, i likhet med Mankiw, Romer og Weil (1992), at hele 60 % av variasjonene i inntekt pr. arbeider kan forklares på bakgrunn av de to variablene i Solow-modellen. Denne analysens *non-oil* utvalg forklarer derimot bare 48 %, noe som er en del lavere enn hva Mankiw, Romer og Weils (1992) resultat var (\bar{R}^2 var 0,59). Det er uventet at forklaringskraften synker så mye i *non-oil* utvalget, og samtidig er forholdsvis lik Mankiw, Romer og Weil (1992) for *intermediate* utvalget. Dette kan tyde på at de nye landene som inkluderes i *non-oil* utvalget ikke viser like stor empirisk sammenheng mellom inntekt pr. arbeider og spareraten/befolkningsveksten, og at disse landenes inntekt pr. arbeider bedre kan forklares ved hjelp av andre variabler. *OECD* utvalget derimot visste seg i analysen å kunne forklare hele 21 % av variasjonene i inntekt pr. arbeider. Den betraktelige forbedringen av den empiriske sammenhengen kommer trolig av at de åtte nye *OECD* landene som nå inkluderes viser større variasjoner i spareraten og befolkningsveksten slik at regresjonen kan forklare større variasjoner i inntekt pr. arbeider. At *OECD* utvalget gir dårligst resultater i forhold til signifikantnivåer og forklaringskraft kommer av at utvalget mest sannsynlig består av for få land og at landene er for like til å gjøre en "cross-section" analyse. Dette er også hovedgrunnen til resultatene i *OECD* utvalget ikke vektlegges i 5.2. Alt i alt viser resultatene så langt at Solow-modellen har god forklaringskraft i møte med nyere data, spesielt er dette tilfelle for *intermediate* utvalget. I tillegg støtter de kvalitative retningene og signifikantnivåene til spareraten og befolkningsveksten i tabell 4 opp om de teoretiske og empiriske sammenhengene som gis i Solow-modellen.

De estimerte koeffisientene har ikke samme størrelse som Solow-modellen predikerer, det vil si en sparerate på 0,5 og en befolkningsvekst på -0,5. Dette betyr, som Mankiw (1995) forklarte, at effekten av spareraten og befolkningsveksten er for store i forhold til det modellen tilsier. Disse resultatene er omtrent de samme som Mankiw, Romer og Weil (1992) kom frem til, men deres estimerer skiller seg noe fra resultatene i denne oppgaven. For det første var deres estimerte koeffisienter for spareraten større i *intermediate*, og da spesielt i *non-oil* utvalget, enn i denne analysen. I *non-oil* er den estimerte koeffisienten 0,73 sammenliknet med 1,42 i Mankiw, Romer og Weils (1992) estimerer i tabell 1. Dette betyr at de estimerte koeffisientene i denne analysen er mer i tråd med prediksjonene en får ved en kalibrering ($\alpha = 1/3$) av den enkle Solow-modellen, men at størrelsene fremdeles er i største laget. En mulig forklaring på hvorfor størrelsene på koeffisientene reduseres i forhold til tabell 1, kan være at *non-oil* utvalget har inkludert en rekke nye land hvor sparerate er relativt lav.

Dette kan resultere i at effekten av spareraten reduseres i regresjonen. I tillegg ser en at befolkningsveksten i tabell 1 var større for *non-oil* og *OECD* utvalget, og mindre i *intermediate* utvalget. Dette kan igjen være et resultat av en dominerende tendens i de nye landene som inkluderes. Ingen av disse forskjellene har en stor betydning for tolkningen av resultatene og sammenligningene til Mankiw, Romer og Weil (1992).

Nederst i tabell 4 vises estimatene fra regresjonen som er pålagt en restriksjon. Her ser en at restriksjonen om at spareraten er lik den negative befolkningsveksten blir forkastet i *non-oil* utvalget, i motsetning til tabell 1. I tillegg er p-verdien for restriksjonen merkbart mindre i *intermediate* og *OECD* utvalget. Dette betyr at sammenhengen mellom spareraten og befolkningsveksten som blir tillagt gjennom restriksjonen ikke er like sterk i møte med nyere data. Siden restriksjonen i to av utvalgene ikke blir forkastet vil beregningene av kapitalandelen, α gi mening i disse tilfellene. De impliserte kapitalandelene beregnes ut i fra størrelsen på den estimerte koeffisienten i regresjonen med restriksjoner. Dette gjøres på bakgrunn av antagelsen om at spareraten er lik den negative befolkningsveksten det vil si $b = b_1 = -b_2$ som gir:

$$(*) \quad b = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \Rightarrow \alpha = \frac{b}{1 + b}$$

I tabellen 4 ser en at den impliserte verdien for α er i overkant av 0,50 i alle utvalgene¹⁷. Den impliserte α er dermed noe lavere sammenliknet med Mankiw, Romer og Weil (1992) som får en implisert α på nærmere 0,60 (med unntak av *OECD* utvalget). På tross av dette peker konklusjonene allikevel i samme retning; at den tradisjonelle referanseverdien til kapitalandelen på en tredjedel er for liten i forhold til hva som observeres i møte empirien. Man trenger dermed et bredere begrep for kapital for å teste modellens forklaringskraft, noe en kan oppnå ved utvide modellen for humankapital slik det ble gjort i 2.2.

5.2 Solow-modellen utvidet for humankapital

Av resultatene i 5.1 ser en at oppdaterte data, i likhet med tidligere empiri, støtter en utvidelse av modellen. Dette er motivasjonen for å estimere likning (28) slik det er gjort i tabell 4 og 5.

¹⁷ Den impliserte kapitalandelen i *non-oil* utvalget gir ikke mening siden restriksjonen blir forkastet.

Resultatene i disse tabellene blir sammenlignet med resultatene fra Mankiw, Romer og Weil (1992) som er gitt i tabell 2. I analysen er kritikken fra Klenow og Rodriguez-Clare (1997) om sensitiviteten til Mankiw, Romer og Weils (1992) måling av humankapital sett nærmere på. Dette blir gjort ved å estimere likning (28) med ulike nivåer av utdanning som mål på humankapital i regresjonene. På denne måten vil det være mulig å teste konklusjonene til Mankiw, Romer og Weil (1992) opp mot de oppdaterte dataene, i tillegg til at man kan se om målingen av ulike utdanningsnivåer gir opphav til resultater som er i tråd med kritikken fra Klenow og Rodriguez-Clare (1997).

I analysen er det tatt utgangspunkt i de to største utvalgene, og dermed legges det ikke noe videre vekt på resultatene fra *OECD* utvalget ettersom utvalget er relativt snevert og resultatene skiller seg noe fra *non-oil* og *intermediate* utvalgene. Resultatene er gitt i tabell 5 og 6, og hver tabell har Mankiw, Romer og Weil (1992) sin spesifisering av humankapital ("total secondary") i den første kolonnen. I de påfølgende kolonnene blir det brukt ulike utdanningsnivåer for å måle humankapitalen.

Tabell 5: Estimering av Solow-modellen utvidet for humankapital for *non-oil* utvalget.

Den avhengige variabelen er: Log BNP pr. person i arbeidsalder i 2002						
Spesifikasjonen av school:	Total Secondary	Primary	Lower Secondary	Upper Secondary	Net Primary	Net total Secondary
Observasjoner:	135	136	134	134	113	103
Konstantledd:	6,26 (5,21)	4,88 (4,06)	5,14 (4,22)	7,23 (5,96)	4,03 (2,95)	6,39 (4,55)
ln(sav)	0,56 (4,83)	0,68 (5,95)	0,62 (5,10)	0,54 (4,78)	0,72 (5,20)	0,54 (3,95)
ln(n+g+ δ)	-2,07 (-5,44)	-1,51 (-3,24)	-2,36 (-5,96)	-1,66 (-4,33)	-2,10 (-4,06)	-1,99 (-4,52)
ln(school)	0,68 (5,08)	-0,80 (-3,32)	0,52 (3,48)	0,58 (5,90)	-0,42 (-1,41)	0,59 (3,84)
\bar{R}^2	0,56	0,52	0,52	0,59	0,45	0,51
Standardfeil	0,71	0,74	0,74	0,69	0,80	0,75
Regresjon med restriksjoner:						
Konstantledd:	8,43 (105,57)	9,13 (40,40)	8,31 (89,41)	8,66 (104,24)	8,67 (41,30)	8,63 (87,10)
ln(sav)-ln(n+g+ δ)	0,65	0,94	0,78	0,60	1,00	0,65

<i>p</i> -verdi	0,78	0,07	0,36	0,70	0,17	0,86
Implisert α	0,39	0,97*	0,49	0,36	0,80	0,50
Implisert η	0,21	-0,98*	0,09	0,23	-0,49	0,06

Merk: T-verdien er oppgitt i parentes.

* Kapitalandelen er uten teoretisk mening ettersom restriksjonen blir forkastet på 10 % signifikantnivå.

I tabell 5 og 6 er det, i likhet med tabell 4, beregnet verdier for de ulike elastisitetene, α og η . Den impliserte verdien for α og η er i dette tilfellet, beregnet på bakgrunn av en restriksjon om at $b_1 + b_2 = -b_3$ slik at:

$$(*) \quad \frac{b_1}{b_2} = \frac{\alpha}{\eta} \Rightarrow \alpha = \frac{b_1}{b_2} \eta \text{ dette fører til at: } \alpha = \frac{b_1}{1 + b_1 + b_2} \text{ og } \eta = \frac{b_2}{1 + b_1 + b_2}$$

Dette betyr at en påfører regresjonen en antagelse om at spareraten og investeringene i utdanning skal være lik den negative befolkningsveksten.

5.2.1 Sammenlikninger med Mankiw, Romer og Weil (1992)

I resultatene ovenfor er det først og fremst naturlig å sammenlikne Mankiw, Romer og Weils (1992) resultater med resultatene en får ved å bruke samme mål på utdanning ("total secondary"), men med oppdaterte data. Resultatene fra denne regresjonen viser at estimatene peker i samme retning som Solow-modellen predikerer, og at koeffisientene i begge utvalgene er sterkt signifikante på lik linje med *non-oil* og *intermediate* utvalget i tabell 2.

Den størst forskjellen er at regresjonene fra Mankiw, Romer og Weil (1992) hadde en mye bedre forklaringskraft sammenliknet med resultatene i denne oppgaven. I deres regresjoner kunne variasjonene i spareraten, befolkningsveksten og humankapital (\bar{R}^2) forklare hele 78 % i *non-oil* og 77 % i *intermediate* utvalget av variasjonene i inntekt pr. arbeider, mens forklaringskraften var redusert til henholdsvis 56 % og 61 % når en tok i bruk nyere data. Dette skyldes enten at variasjonene i spareraten og befolkningsveksten i de nye landene som inkluderes ikke kan forklare like mye av variasjonene i inntekt pr. arbeider eller at mesteparten av inntektsforskjellene i nyere tid ikke kan forklares på bakgrunn av kapitalakkumulasjon. Sammenlikner en forklaringskraften til denne modellen med resultatene fra estimeringen av Solow-modellen i tabell 4, ser en at for *intermediate* utvalget, hvor \bar{R}^2 er 0,60, vil en inkluderingen av humankapital ikke bidra til å forklare mer av variasjonene i inntekt pr. arbeider. Dette kan tyde på at humankapital muligens ikke bidrar til å forklare så

mye mer av virkeligheten slik *intermediate* utvalget påstår. På den andre siden ser en at i *non-oil* utvalget utgjør inkluderingen av humankapital en merkbar forbedring av analysen, på samme måte som i Mankiw, Romer og Weil (1992). Så konklusjonene på dette punktet vil avhenge av hvilket utvalg som vektlegges.

Det viser seg at når en påfører regresjonen restriksjonen om at spareraten og investeringene i utdanning er lik den negative befolkningsveksten, gir dette ulike resultater i de to utvalgene. I *intermediate* utvalget viser Wald-testen en svært høy p-verdi og dermed at en med stor sannsynlighet ikke bør forkaste restriksjonen. I motsetning til i *non-oil* utvalget er p-verdien lav og dermed vil ikke denne sammenhengen holde på et 10 % signifikantnivå. På dette punktet vil det dermed være *intermediate* utvalget som har størst likhetstrekk med Mankiw, Romer og Weil (1992). De impliserte kapitalandelene, α og η som beregnes på bakgrunn av denne restriksjonen viser at utvalgene også her skiller seg fra hverandre. I *non-oil* utvalget ligger hver av disse rundt en tredjedel som er i tråd med både den tidligere antatte referanseverdien og Mankiw, Romer og Weils (1992) resultater. I *intermediate* utvalget avviker kapitalandelene seg merkbart fra denne størrelsen med impliserte verdier på $\alpha=0,39$ og $\eta=0,21$. Sammenlikner en disse med de impliserte kapitalandelene på $\alpha=0,29$ og $\eta=0,30$ fra *intermediate* utvalget i Mankiw, Romer og Weil (1992) ser man at forskjellene er relativt store. Det kan være naturlig å vektlegge kapitalandelene i *intermediate* utvalget ettersom en i 78 % av tilfellene i dette utvalget ikke kan forkaste restriksjonen. Ved å vektlegge resultatene fra *intermediate* utvalget kan en tolke dette som at den totale kapitalandelen av inntekt ikke endres når en ser på nyere data, men at sammensetningen av andelene endres. En kan ut i fra dette si at den fysiske kapitalandelen øker når en tar i bruk nyere data, mens andelen av inntekt som går til humankapital reduseres. En annen forklaring kan være at ettersom tiden går vil en større del av inntekten som går til produksjonsfaktorene skyves fra humankapital til fysisk kapital.

Størrelsene på de estimerte koeffisientene for spareraten, investeringene i ungdomskoletrinnet i tillegg til videregående skole og befolkningsveksten i analysen skiller seg noe fra koeffisientene i tabell 2. I *non-oil* utvalget var det koeffisienten til befolkningsveksten som skilte seg mest fra størrelsene på de estimerte koeffisientene i tabell 2. Dette kan komme av at de nye landene som ble inkludert i dette utvalget hadde en høyere befolkningsvekst enn de som var i det opprinnelige *non-oil* utvalget fra Mankiw, Romer og Weils (1992). I tillegg ser en at effekten av investeringer i utdanning var så å si lik i dette utvalget når en tok i bruk data

fra ulike tidsperioder. I *intermediate* utvalget derimot var det effekten av befolkningsveksten som var mest lik i de to analysene. Effekten av spareraten var høyere, mens effekten av humankapital var lavere når en tok i bruk nyere data. Dette kan igjen skyldes at det i den senere tid eller i de ny inkluderte landene var en dominerende tendens om høyere sparerate og lavere humankapital.

De ulike kvantitative størrelsene på koeffisientene i tabell 2 og resultatene i analysen, viser at effekten av spareraten, humankapital og befolkningsveksten på inntekt pr. arbeider i analysen skiller seg noe fra effekten av disse variablene i Mankiw, Romer og Weils (1992). Det betyr ikke at den ene analysen har størrelser som er mer i tråd med Solow-modellens prediksjoner, ettersom verdien til noen av variablene i et utvalg kan ligge nærmere prediksjonen mens andre variabler ligger lenger fra og visa versa. Til tross for dette kan man derimot med sikkerhet si at denne analysen ikke gir like lovede resultater for Solow-modellens forklaringskraft som Mankiw, Romer og Weils (1992). I tillegg kan det stille spørsmålstegn til om de impliserte kapitalandelene i tabell 2 er i tråd med virkeligheten. Eller om en heller kan si at den fysiske kapitalandelen er større (0,39), og elastisiteten av inntekt med hensyn på humankapital er lavere (0,21)?

5.2.2 Resultatet av å måle humankapital i form av ulike utdanningsnivåer

I kolonne tre for *intermediate* utvalget, hvor humankapital blir målt som ungdomsskoletrinnet, ser en at koeffisienten er svært lav (0,15) og ikke signifikant. Dette kan bety at et slikt mål for humankapital ikke kan bidra til å forklare virkeligheten eller teste Solow-modellens prediksjoner. Regresjonene hvor humankapital er målt som investeringer i ungdomsskoletrinnet er noe uforklarlig i de to utvalgene. Dette kommer av at en slik lav og ikke signifikant koeffisient bare forekommer i tabell 6 samtidig som det er *intermediate* utvalget som tilegnes størst forklaringskraft ettersom \bar{R}^2 er 0,58 i motsetning til 0,52 (tabell 5). Men at regresjonen i *intermediate* utvalget har en høyere forklaringskraft viser seg å være en gjennomgående tendens for alle kolonnene. Hvorfor dette er tilfelle kan ligge i dataene som brukes i de ulike utvalgene. Det er derfor verdt å merke seg at *intermediate* utvalget har ekskludert land som Penn World Table (PWT, 2007) mener har dårlig datakvalitet.

Når humankapital måles ved hjelp av innmeldingsrater for videregående skole (*upper secondary*), er det regresjonene med dette utdanningsnivået som oppnår den høyeste forklaringskraften i denne analysen. I *intermediate* utvalget vil en modell som bruker

innmeldingsrater i videregående skole som mål på humankapital kunne forklare hele 65 % av variasjonene i inntekt pr. arbeider. Dette er forholdsvis bra i et utvalg som inkluderer data for 88 ulike land. Men resultatet kan ikke på noen måte sidestilles med resultatene fra Mankiw, Romer og Weil (1992) hvor Solow-modellen utvidet for humankapital viste seg å kunne forklare hele 78 % av variasjonene i inntekt pr. arbeider.

Forskjellen på effekten av humankapital når den måles som ungdomsskole versus videregående skole, variabelens forklaringskraft og regresjonens forklaringskraft i tabell 6, kan tyde på at det er effektene fra den videregående utdanningen som slår ut i kolonne en. Dermed vil det være humankapitalen som er knyttet til den videregående utdanningen som har noe å si for et lands økningen i inntekt pr. arbeider. Dette kan intuitivt forstås ut i fra at en høyere utdanning vil gi større effekt gjennom effektivitet, kunnskap, og produktivitet enn et lavere utdanningsnivå, slik at aggregert produksjon har lettere for å øke. Igjen kan det poengteres at det er mulig at det er nettopp dette nivået av utdanning som blir brukt i Mankiw, Romer og Weil (1992) og at det dermed er kolonne 4 som bør sammenlignes med resultatene i tabell 2, ettersom de ikke spesifiserer klart hvilket utdanningsnivå som inkluderes i ”secondary school”.

Det mest oppsiktsvekkende resultatet i tabell 5 og 6 er den kvalitative retningen humankapitalvariabelen får når en tar i bruk barneskoletrinnet som mål på utdanning. Resultatet gir opphav til helt andre konklusjoner enn dersom humankapital ble målt som innmeldingsrater i ungdomskoletrinnet og videregående skole, samlet eller hver for seg. Tabellene viser at koeffisientene for humankapitalvariabelen blir negativ dersom en bruker investeringer i barneskoletrinnet som mål på denne variabelen, og at dette er uavhengig av om innmeldingsratene i barneskoletrinnet inneholder elever i alle aldre eller bare elever i den offisielle barneskolealderen (kolonne 5). I tillegg til at humankapitalvariabelen får en negativ koeffisient i alle utvalgene¹⁸, er den også i høy grad signifikant. Dette er et uventet resultat, men kan bygge opp om kritikken om at Mankiw, Romer og Weil (1992) sin måling av humankapital kan være sensitivt ovenfor andre målinger av variabelen (Klenow og Rodriguez-Clare, 1997). Men resultatet ovenfor er mer oppsiktsvekkende enn som så, ettersom det også peker i samme retning som resultatene til Prichett (2001). Han påstår i sin artikkel at økt utdanning kan ha negativ effekt på økonomisk vekst. Den estimerte likningen

¹⁸ Koeffisienten blir også negativ (og signifikant) i *OECD* utvalget og dersom en inkluderer alle de 160 landene i en samlet regresjon.

sier også at mer en 60 % av variasjonene i spareraten, befolkningsveksten og de negative investeringene i barneskoletrinnet kan forklare de internasjonale variasjonene i inntekt pr. arbeider, noe som tilegner regresjonen en relativt god forklaringskraft.

Et annet viktig resultat som må kommenteres er testen av restriksjonene. I tabellene er det tydelig at de to utvalgene skiller seg merkbart fra hverandre også her. Restriksjonen om at spareraten og investeringene i humankapital er lik den negative befolkningsveksten viser seg å være tilfelle i mye større grad i *intermediate* utvalget enn i *non-oil* utvalget. I *non-oil* utvalget er det kun når humankapital blir målt som *luppersecondary* og *net total secondary* at restriksjonen ikke kan forkastes på et 5 % signifikantnivå. Dette betyr at Solow-modellen sammenhenger er mest i beskrivende for landene som er inkludert i *intermediate* utvalget og at kapitalandelene i dette utvalget har mye større troverdighet. Det er i kolonne 1 og 4 at Wald-testen oppnår den høyeste verdien, og at resultatene viser at i over 70 % av tilfellene vil restriksjonen holde. Kapitalandelene i disse to tilfellene har en $\alpha=0,39$ og $\alpha=0,36$, og en humankapitalandel på $\eta=0,21$ og $\eta=0,21$. Dette omtrent like verdier og kan tyde på at den tidligere referanseverdien for fysiske kapitalandelen på en tredjedel viser seg å være noe lav i møte med nyere data, mens referanseverdien for humankapitalandelen ($\frac{1}{3}$) er i det høyeste laget. Resultatene i kolonne 3 og 6 viser peker også i disse retningene, men her er resultatene vel ekstreme ettersom de tillegger fysisk kapital bortimot hele inntektsandelen som går til kapital.

5.2.3 En negativ effekt av barneskoleutdanning?

En negativ effekt av humankapital målt som investeringer i barneskoletrinnet er vanskelig å fordøye og motiverer til å se nærmere på variablene som inkluderes i regresjonen. I Mankiw, Romer og Weil (1992) poengteres det at korrelasjonen mellom spareraten/befolkningsveksten og humankapital er en av grunnene til at inkludering av humankapital vil gi estimer som er mer i tråd med Solow-modellens prediksjoner. I tillegg sier de at "spareraten og befolkningsveksten er korrelert med akkumulasjonen av humankapital" i deres analyse (Mankiw, Romer og Weil, 1992:408). Ved å se nærmere på dataene fra Mankiw, Romer og Weil (1992) viser det seg fra tabell 7a at korrelasjonen mellom spareraten og humankapital i *intermediate* utvalget er 0,5889, mens korrelasjonen mellom befolkningsveksten og humankapital er -0,3339. Dette betyr at spareraten og humankapital i stor grad beveger seg i samme retning, mens befolkningsveksten og humankapital er negativt avhengig av

hverandre¹⁹. Et interessant poeng viser seg dersom en sammenlikner dette med korrelasjonene mellom variablene i denne oppgave som er oppgitt i tabell 7b og 7c.

Tabell 7a: Korrelasjonskoeffisienter mellom variablene i Mankiw, Romer og Weil (1992)

	<i>Alle observasjonene</i>	<i>Non-oil utvalget</i>	<i>Intermediate utvalget</i>	<i>OECD utvalget</i>
	lschool	lschool	lschool	lschool
lsav	0,6205	0,6327	0,5889	0,2054
lngd	-0,1615	-0,2283	-0,3339	0,1489

Tabell 7b: Korrelasjonskoeffisienter mellom variablene i *non-oil* utvalget

<i>Non-oil utvalget</i>						
	lschool	lprimary	llower	lupper	lnetprimary	lnetsecondary
lsav	0,3872	-0,3435	0,3161	0,4345	-0,1030	0,3674
lngd	-0,2802	0,6104	-0,1164	-0,4274	0,4809	-0,2866

Tabell 7c: Korrelasjonskoeffisienter mellom variablene i *intermediate* utvalget

<i>Intermediate utvalget</i>						
	lschool	lprimary	llower	lupper	lnetprimary	lnetsecondary
lsav	0,2068	-0,5986	-0,0084	0,3836	-0,3745	0,1889
lngd	-0,0579	0,7753	0,2364	-0,3113	0,7083	0,0044

Tabell 7c viser at korrelasjonen mellom variablene i *intermediate* utvalget er nokså lav når en måler humankapital som ungdomsskole og videregående (*lschool*), og når en ser på ungdomsskoletrinnet (*llower*) isolert sett. I tabell 7b er korrelasjonskoeffisientene for de påpekte variablene noe høyere og mindre ekstreme. Konsentrerer man seg om *intermediate* utvalget ser man at korrelasjonskoeffisienten mellom befolkningsveksten og humankapital målt som videregående skole (*lupper*) er omtrent like stor som i Mankiw, Romer og Weil (1992), mens korrelasjonskoeffisienten mellom sparerate og humankapital er av en

¹⁹ Korrelasjonskoeffisientene er målt i utvalget hvor alle de 121 landene er inkludert.

forholdsvis god verdi. Korrelasjonskoeffisienten som er av mest interesse er likevel korrelasjonen mellom spareraten/befolkningsveksten og humankapital når den måles som investeringer i barneskoletrinnet (både for brutto og netto måling av variabelen). Det er overraskende at korrelasjonskoeffisienten for humankapital spesifisert som barneskoletrinnet viser en negativ sammenheng mellom med spareraten og en positiv sammenheng med befolkningsveksten. I tillegg er korrelasjonskoeffisienten mellom humankapital målt som barneskoletrinnet og spareraten/befolkningsveksten betydelig større i *intermediate* utvalget sammenlignet med de andre spesifikasjonene. Dette kan tale i retning om at det uventede resultatet en fikk ved å bruke barneskoletrinnet som mål på humankapital, kan være det sterkeste resultatet en får fra denne analysen. Det er tydelig at korrelasjonene i de ulike utvalgene, i likhet med regresjonene, skiller seg merkbart fra hverandre. Det er ikke et klart svar for hvilket utvalg som bør vektlegges når en ser på korrelasjonene, men som tidligere er det fristende å tro at et utvalg som har ekskludert land med dårlig datakvalitet gir en mer troverdig beskrivelse av empirien.

Tabell 8: Korrelasjonen mellom Mankiw, Romer og Weils (1992) humankapital og de ulike humankapitalvariablene i analysen

	School (MRW)	School	Primary	Lower	Upper	Net primary	Net total secondary
School (MRW)	1,0000	0,6026	-0,4161	0,4194	0,6656	-0,2180	0,5337
School		1,0000	0,1331	0,9239	0,9023	0,3981	0,9100
Primary			1,0000	0,3336	-0,1158	0,9276	0,1148
Lower				1,0000	0,6886	0,5748	0,8609
Upper					1,0000	0,1299	0,7637
Net primary						1,0000	0,3935
Net total secondary							1,0000

Merk: Dataene i *School (MRW)* er hentet fra Mankiw, Romer og Weil (1992) og er data fra 1985, mens de resterende spesifikasjonene av humankapital er data innsamlet for denne oppgaven hvor dataene er fra 2003. I tabellen er korrelasjonene kun regnet ut for landene som var både Mankiw, Romer og Weil (1992) og i utvalget brukt i denne oppgaven. Til sammen bygger tabellen på observasjoner fra 108 land.

I tabell 8 viser det seg at barneskoletrinnet er negativt korrelert med Mankiw, Romer og Weils (1992) humankapitalvariabel og med humankapitalvariabelen i denne oppgaven dersom den måles som videregående skole. Dette er et merkelig resultat og indikerer at dersom det er høye innmeldingsrater i barneskoletrinnet vil den videregående utdanningen være svakt negativt avhengig av dette. Et slikt resultat er vanskelig å forklare siden videregående skole bygger på barneskoletrinnet og dermed skulle tilsi at variablene burde vært positivt korrelert. Den negative korrelasjonen mellom Mankiw, Romer og Weils (1992) humankapitalvariabel og barneskoletrinnet i denne oppgaven er på samme måte som ovenfor også vanskelig å forklare. Men i dette tilfellet er dataene hentet fra to forskjellige årstall, henholdsvis 1985 og 2003, som kanskje er grunnen til at denne sammenlikningen er noe mer problematisk. Den negative korrelasjonen mellom barneskoletrinnet og humankapitalvariabelen i Mankiw, Romer og Weil (1992) kan muligens være med å forklare hvorfor deres humankapitalvariabel hadde positiv effekt på inntekt pr. arbeider, mens humankapitalvariabelen målt som investeringer i barneskoletrinnet i denne oppgaven hadde negativ effekt.

Korrelasjonen mellom Mankiw, Romer og Weils (1992) humankapital og det tilsvarende målet av humankapital som er brukt i denne oppgaven (*lschool*) er svakere enn forventet. En skulle tro at når disse variablene ble målt med samme utdanningsnivå og ved hjelp av tilsvarende kilder at korrelasjonen mellom dem var høyere. Dette viser at for mange land har humankapitalvariabelen endret seg mye over tid. Et annet uventet resultat i tabellen var at korrelasjonen mellom ungdomskoletrinnet og videregående var relativt lav. Det ville vært naturlig å forvente at disse variablene var sterkere korrelert siden elever må fullføre ungdomskolen før de eventuelt begynner på videregående skole. Det er mulig at korrelasjonen ville vært høyere i et annet utvalg, jamføre tabell 7a, 7b og 7c, ettersom korrelasjonen i tabell 8 ble målt på bakgrunn av de 108 landene som både var inkludert i Mankiw, Romer og Weil (1992) og i denne analysen.

En annen forklaring på den negative effekten av humankapital i regresjonen kan komme av at korrelasjonen mellom humankapitalleddet og befolkningsveksten gir seg utslag i multikollinearitet mellom de to variablene. Multikollineariteten kommer av at en av forklaringsvariablene er perfekt korrelert med noen av de andre forklaringsvariablene (Gujarati, 2003). Multikollinearitet kan i noen tilfeller slå ut i feile fortegn på de estimerte koeffisientene. Dette kunne være en mulig forklaring på de negative koeffisientene. I tillegg ser en at når en måler humankapital som barneskoletrinnet (spesielt når denne måles som alle

uansett alder som går på dette utdanningsnivået, *primary*) blir den estimerte koeffisienten for befolkningsveksten endret. I *intermediate* utvalget ser en at koeffisienten til befolkningsveksten ikke lenger er signifikant²⁰ og at denne koeffisienten reduserer seg kraftig i begge utvalgene når en ser på barneskoletrinnet spesifisert i kolonne 2. Noe av den negative effekten av barneskoletrinnet kan muligens forklares ut i fra multikollinearitet siden det er et vanlig problem i "cross-section" regresjoner. Men det merkelige er at en negativ effekt av humankapital bare slår ut når variabelen måles for dette utdanningsnivået.

Det er mulig at den negative effekten av humankapital i kolonne 2 og 5 er et resultat av den demografiske justeringen som blir gjort i Mankiw, Romer, og Weil (1992). I 4.1 ble det beskrevet at humankapitalvariabelen som blir brukt her og i Mankiw, Romer, og Weil (1992) består av en demografisk justeringsfaktor, i tillegg til innmeldingsrater for et gitt utdanningsnivå slik det er vist i (32).

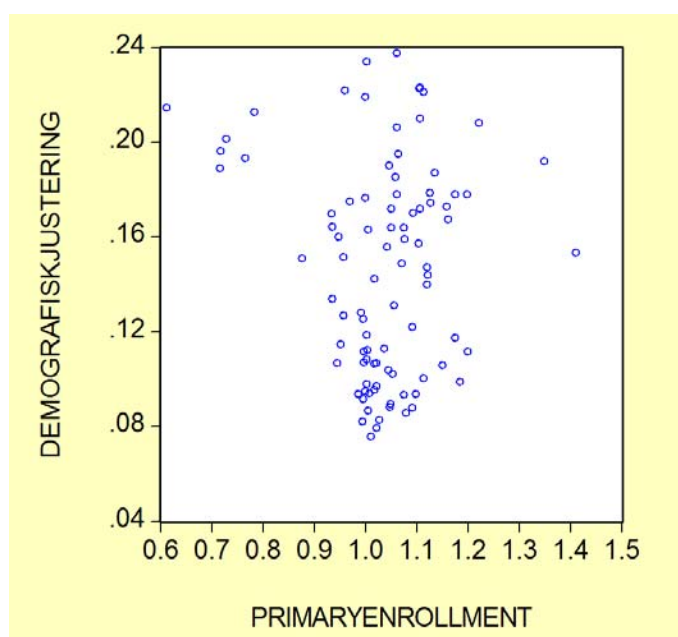
$$(32) \quad \ln(s_h) = \ln(\text{demografisk justeringsfaktor}) + \ln(\text{innmeldingsrater})$$

Den demografiske justeringen som er ment til å reflektere hvor ung befolkningen er bidrar til en skalering av innmeldingsratene og muligens bidra til å endre den opprinnelige variasjonen i de ulike utdanningsnivåene. I figur 1a viser en korrelasjonsplot av den demografiske justeringsfaktoren og barneskoletrinnet²¹. I figuren er det ingen tydelig sammenheng mellom innmeldingsratene for barneskoletrinnet og den demografiske justeringsfaktoren som indikerer hvor ung befolkningen i økonomien er. Man ser også fra figuren at innmeldingsratene for barneskoletrinnet er relativt stabilt rundt 1,05, men at noen observasjoner avviker fra denne generelle verdien. Figur 1b derimot viser at det er en tydelig negativ korrelasjon mellom innmeldingsrater i ungdomsskoletrinnet i tillegg til videregående skole, og den demografiske justeringsfaktoren. Det er på bakgrunn av dette grunn til å spekulere i at inkluderingen av den demografiske justeringen i humankapitalen i (32) reduserer den opprinnelige variasjonen av humankapital målt som barneskoletrinnet og øker variasjonen av humankapital målt som ungdomsskoletrinnet i tillegg til videregående skole. Om dette er tilfelle vil muligens den estimerte effekten av humankapital målt som investeringer i barneskoletrinnet underdrives, mens den estimerte effekten av humankapital målt som ungdomsskoletrinnet i tillegg til videregående skole overdrives.

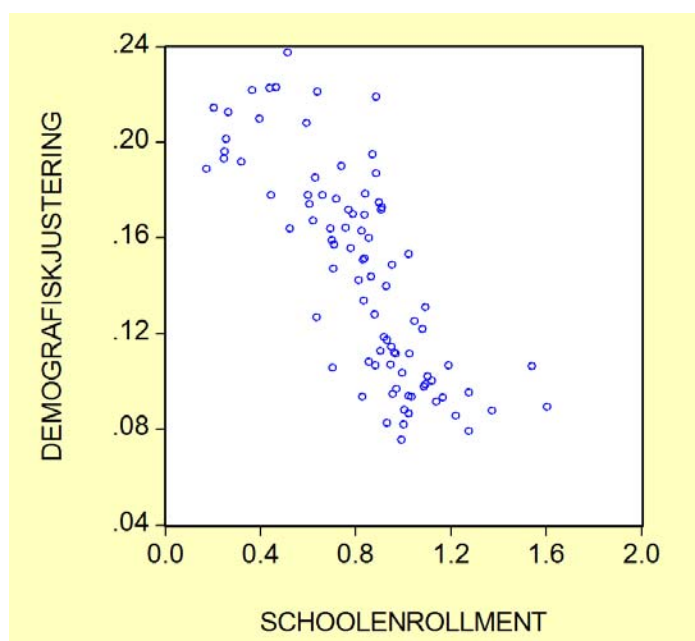
²⁰ Net *primary* koeffisienten reduserer sitt signifikantnivå til 7 %.

²¹ Korrelasjonsploten er foretatt på bakgrunn av observasjonene i *intermediate* utvalget.

Figur 1a: Korrelasjonsplot mellom innmeldingsrater for barneskoletrinnet og den demografiske justeringsfaktoren



Figur 1b: Korrelasjonsplot mellom innmeldingsrater for ungdomskoletrinnet i tillegg til videregående skole (*school*) og den demografiske justeringsfaktoren



I tabell 9 er det foretatt en regresjon hvor humankapitalvariabelen er splittet opp, og hvor innmeldingsratene for de ulike utdanningsnivåene og den demografiske justeringsfaktoren

inngår som uavhengige forklaringsvariabler i regresjonen. Dette gjør det mulig å se nærmere på hvordan inkluderingen av den demografiske faktoren påvirker resultatene i tabell 5 og 6. I tabell 9 tar jeg for meg barneskoletrinnet og ungdomskoletrinnet i tillegg til videregående skole, og begrenser denne spesifikasjonen til kun å fokusere på *intermediate* utvalget.

Tabell 9: Estimering av en regresjon med oppsplitting av humankapital i innmeldingsrater og demografisk justeringsfaktor for *intermediate* utvalget

Den avhengige variabelen er: Log BNP pr. person i arbeidsalder i 2002				
Spesifikasjonen av school:	Regresjon med innmeldingsrater og demografisk justeringsfaktor		Regresjon med innmeldingsrater	
	Primary	Total secondary (school)	Primary	Total secondary (school)
Observasjoner:	91	89	91	89
Konstantledd:	7,43 (8,39)	9,48 (11,58)	6,50 (5,97)	9,34 (9,32)
ln(sav)	0,41 (3,06)	0,20 (1,57)	0,97 (7,39)	0,60 (4,51)
ln(n+g+δ)	0,63 (1,44)	1,18 (3,10)	-1,71 (-4,93)	-0,54 (-1,58)
ln(innmeldingsrate)	0,88 (2,24)	0,86 (6,05)	1,23 (2,55)	1,08 (6,38)
ln(demografisk justering)	-2,24 (-6,97)	-1,88 (-6,60)		
\bar{R}^2	0,75	0,81	0,62	0,72
Standardfeil	0,45	0,39	0,56	0,48
Regresjon med restriksjoner:				

Konstantledd:	5,96	6,88
	(6,88)	(24,65)
$\ln(\text{sav}) - \ln(n+g+\delta)$	0,94	0,54
	(7,59)	(4,01)
$\ln(\text{school}) - \ln(n+g+\delta)$	0,95	0,83
	(2,84)	(5,85)
\bar{R}^2	0,62	0,70
Standardfeil	0,56	0,50
Test av restriksjonen:		
p -verdi	0,42	0,01
Implisert α	0,33	0,23*
Implisert η	0,33	0,35*

Merk: T-verdien er oppgitt i parentes.

* Kapitalandelen er uten teoretisk mening ettersom restriksjonen blir forkastet på 5 % signifikantnivå.

I tabell 9 blir den tidligere mistanken om at den demografiske justeringsfaktoren har betydning for de uventede negative effektene av barneskoleutdanning tydelig. Det viser seg i kolonne 1 og 2 at når en estimerer en regresjon hvor en splitter opp humankapitalvariabelen i innmeldingsrater og den demografiske justeringsfaktoren, slik det er gjort i (31), resulterer dette i at barneskoleutdanningen (og ungdomskoleutdanning i tillegg til videregående skole) har positiv effekt på inntekt pr. arbeider. Et resultat som er mer i tråd med forventningene. I tillegg viser tabellen at en ung befolkning har en negativ effekt på inntekt pr. arbeider for begge utdanningsnivåene (*primary* og *total secondary/school*), og at de estimerte koeffisientene er signifikante. Det er også av interesse å merke seg at når den demografiske justeringsfaktoren og innmeldingsratene blir estimert som forskjellige variabler gir dette utslag for befolkningsvekstvariabelen. Når en estimerer likningen ved å bruke kun innmeldingsrater som mål på humankapital gir dette opphav til at befolkningsvekstvariabelen ikke lenger er negativ. Tabell 9 viser i tillegg at befolkningsvekstvariabelen er signifikant for innmeldingsrater i ungdomskoletrinnet i tillegg til videregående skole, mens variabelen for innmeldingsrater i barneskoleutdanning ikke er signifikant. Dette kan indikere at den demografiske justeringen i Mankiw, Romer, og Weil (1992) også fanger opp en annen direkte demografisk effekt, og muligens forenkler virkeligheten av hvordan en ung befolkning

påvirker inntekt pr. arbeider. Dette gjør Mankiw, Romer, og Weils (1992) definisjon av s_h , slik den er formulert i likning (32) problematisk, og indikerer at den forenklede demografien i Solow-modellen som oppfanges i veksten i arbeidstyrken (n) muligens ikke er god nok i en empirisk sammenheng.

Tabell 9 viser at en estimering hvor humankapital kun inkluderer innmeldingsrater for et gitt utdanningsnivå muligens kan være en bedre tilnærming til en empirisk analyse av Solow-modellen. Dette kommer at effektene av humankapital målt som innmeldingsrater i ulike utdanningsnivå er i tråd med forventningene. Regresjonene basert på denne målingen av humankapital i kolonne 3 og 4, gir også modellen en høyere forklaringskraft enn dersom humankapitalvariabelen inkluderte den demografiske justeringsfaktoren. På bakgrunn av denne spesifikasjonen kan variasjonene i spareraten, innmeldingsrater for ungdomsskoletrinnet i tillegg til videregående skole, og befolkningsveksten forklarer hele 72 % av variasjonen i inntekt pr. arbeider. På tross av dette støtter ikke denne spesifikasjonen av utdanningsnivå opp om Solow-modellens restriksjoner om at spareraten og humankapital er lik den negative befolkningsveksten. Men dersom en ser på barneskoletrinnet ser man at restriksjonen ikke forkastes og at hver av de impliserte kapitalandelene ligger rundt en tredjedel og dermed er i tråd med tidligere referanseverdier.

De uventede resultatene om at humankapital har en negativ effekt på inntekt pr. arbeider når variabelen blir målt som investeringer i barneskoletrinnet kan også muligens tolkes som at landene i analysen er gjennomgående mer ute av steady state enn observasjonene i Mankiw, Romer og Weil (1992). Landene som inkluderes i analysen kan muligens ha foretatt tunge investeringer i barneskole utdanning og som en konsekvens av dette befinner de seg foreløpig er utenfor sitt langsiktige likevektsnivå. I Solow-modellens rammeverk vil et land som nylig ha foretatt store investeringer i kapital øke veksten i BNP pr. arbeider på kort sikt, før de tilpasser seg i et nytt og høyere nivå av inntekt pr. arbeider. Om landene i tabell 5 og 6 er tidlig i transisjonsfasen mot et høyere nivå av inntekt pr. arbeider, kan denne forklaringen muligens støtte opp om den negative effekten av investeringer i barneskoletrinnet. Dette er fordi høye investeringer i barneskoletrinnet trekker ressursene i økonomien bort fra den aggregerte produksjonen og resulterer i at produksjonen, det vil si inntekten pr. arbeider, i dag vil reduseres. Produksjonen vil deretter øke ettersom landet konvergerer mot det nye og

høyere nivået av inntekt pr. arbeider. Det er imidlertid vanskelig å forklare at dette bare gjelder for barneskoleutdanning.

6.0 Oppsummering og konklusjoner

Resultatene i oppgaven gjør det mulig å sette spørsmålstegn til Mankiw, Romer og Weils (1992) resultater om at 78 % av variasjonene i inntekt pr. arbeider kan forklares på bakgrunn av Solow-modellens kapitalakkumulasjon. I oppgaven er det tydelig at Mankiw, Romer og Weils (1992) utvidelse av modellen som inkluderte humankapital ikke forbedret den empiriske forklaringskraften i modellen så mye som tidligere antatt dersom en tar for seg nyere data. I *intermediate* utvalget var denne forbedringen relativt beskjeden. Dette betyr ikke, at denne analysen ikke støtter opp om at kapitalakkumulasjonen kan forklare størstedelen av variasjonene i inntekt pr. arbeider. Men at Mankiw, Romer og Weils (1992) resultater tilegner for stor forklaringskraft til modellen enn hva resultater fra oppdaterte data tilsier. Resultatene kan derimot også bety at forskjeller i investeringer i fysisk og humankapital (i tillegg til befolkningsvekst) kan forklare mindre av variasjonene i inntekt pr. arbeider i nyere tid enn hva det tidligere gjorde. Og at det ettersom tiden går vil være andre variabler som produktivitetsforskjeller som får større og større betydning for å forklare de internasjonale forskjellene i inntekt. Når det er sagt viser resultatene fra en replikering av Mankiw, Romer og Weil (1992), med oppdaterte data og inkludering av nye land, at mange av konklusjonene i analysene er sammenlignbare. Og at deres studie har bidratt til en ”neoklassisk gjenoppliving” ettersom mye av de internasjonale variasjonene i inntekt pr. arbeider kan forklares ved Solow-modellens faktorakkumulasjon.

Det er ingen tvil om at resultatene i analysen har større grunn til å problematisere Mankiw, Romer og Weils (1992) måling av humankapital. Dette betyr at kritikken fra Klenow og Rodriguez-Clare (1997) om sensitiviteten til målingen av humankapital er rettmessig. Mer oppsiktsvekkende er det at humankapitalens påvirkning på økonomisk vekst er sensitiv i forhold til hvordan denne variabelen måles også innenfor Mankiw, Romer og Weils (1992) eget rammeverk. Resultatene i oppgaven viser at både den kvantitative og kvalitative effekten av investeringer i humankapital varierer i forhold til hvilket utdanningsnivå som brukes for å måle denne variabelen. Humankapital får en negativ påvirkning på inntekt pr. arbeider når variabelen måles som investeringer i barneskoletrinnet. Dette resultatet er oppsiktsvekkende. Men resultatet kan muligens forklares ved at den demografiske justeringsfaktoren som

Mankiw, Romer og Weil (1992) bruker til å konstruere humankapitalvariabelen påvirker den naturlige variasjonen i innmeldingsratene for de ulike utdanningsnivåene. Om dette er tilfelle kan det bety at den demografiske justeringsfaktoren som blir brukt kan ha en mer direkte demografisk effekt, og at Mankiw, Romer og Weil (1992) definisjon av s_h er problematisk.

Andre mulige forklaringer på den negative effekten av barneskoleutdanning kan være at det var en dominerende tendens til at landene som ble inkludert i utvalgene nylig har foretatt store investeringer i barneskoletrinnet og at dette ikke har gitt seg utslag på inntektsnivået ennå. I tillegg ser jeg ikke bort i fra at det kan være andre mulige feilkilder eller forklaringer som ikke er tatt med i oppgaven.

I oppgaven viser det seg at debatten om hvilken påvirkning humankapital har på økonomiske vekst fremdeles er høyst aktuell. Resultatene bekrefter Mankiw, Romer og Weils (1992) resultater om at variasjoner i spareraten, humankapital og befolkningsveksten kan forklare store deler av de internasjonale forskjellene i inntekt pr. arbeider. Men at effekten av humankapital i deres studie muligens er noe overdrevet og at mer oppmerksomhet skulle rettes mot målingen av humankapital også i deres eget rammeverk.

Litteraturliste:

Barro, R.J. og X. Sala-i-Martin (2004): *Economic Growth*. Cambridge, MA: MIT-Press. Second edition.

Bils, M. og P. Klenow (2000): Does Schooling Cause Growth?, *The American Economic Review*, 90 (5), 1160-1183.

Blomström, M., R. Lipsey, og M. Zejan (1996): In Fixed Investment the Key to Economic Growth? *Quarterly Journal of Economics*, 111 (1), 269-76.

Carroll, C.D., og D.N. Weil (1993): Saving and Growth. A Reinterpretation. *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*.

Cass, D. (1965): Optimum Growth in an Aggregativ Model of Capital Accumulation. *Review of Economic Studies*, 32 (3), 233-40.

CIA (2007): "The world factbook 2007", CIA,
<https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/index.html>

Diamond, P. A. (1965): National Debt in a Neoclassical Growth Model. *American Economic Review*, 55 (5), 1126-50.

Easterly, W. og R. Levine (2001): What have we learned from a decade of empirical research on growth? It's not factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models, *World Bank Economic Review*, 15, 177-219.

Gujarati, D.N. (2003): *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill. Fourth edition.

Harrod, R.F. (1942): *Toward a Dynamic Economics: Some Recent Developments of Economic Theory and their Application to Policy*. London: Macmillian

Kendrick, J. W. (1997): *The Formation and Stock of Total Capital*. New York: Colombia University Press for the NBER.

Klenow, P. og A. Rodriguez-Clare (1997): The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has it gone too Far?, i B.S. Bernanke and J.J. Rotemberg (eds) *"NBER Macroeconomics Annual 1997"*. Cambridge, MA: MIT Press.

Koopmans, T.C. (1965): On the Concept of Optimal Economic Growth. In *Study Week on the Econometric Approach to Development Planning*. Amsterdam: North-Holland.

Mankiw, N.G. (1995): "The Growth of nations", *Brookings Papers on Economic Activity*, (1): 275-310.

Mankiw, N.G., D. Romer og D.N. Weil (1992): A contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107 (2), 407-437.

Manuelli, R.E. og A. Seshadri (2006): Human capital and the wealth of nations. *Memo*, University of Wisconsin-Madison.

Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.

Pritchett, L. (2001): Where Has All the Education Gone?, *World Bank Economic Review*, 15 (3), 367-391.

PWT (2007): *Penn World Tables Version 6.2*,
http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt62/pwt62_form.php

Romer, P. (1990): Endogenous Technological Change, *Journal of Political Economy*, 98 (5), 71-102. Part 2.

Samuelson, P.A. (1958): An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy*, 66 (6), 467-82.

Solow, R. M. (1956): A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.

Summers, R. og A. Heston (1991): The Penn World Table (Mark 5): an Expanded Set of International Comparisons, 1950 - 1988, *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 327-368.

Swan T. W. (1956): Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, 32, 334-361.

UNESCO (2007): "Report folders", UNESCO Institute for statistics,
<http://stats.uis.unesco.org/unesco/ReportFolders/ReportFolders.aspx>

WB (2007): "HNPSStats - the World Bank's Health, Nutrition and Population data", World Bank, <http://devdata.worldbank.org/hnpstats/query/default.html>

Young, A. (1995): The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience, *Quarterly Journal of Economics*, 110 (3), 641-680.

Appendiks A: Datasett

Se merknader nedenfor tabellen

Utvalg			Spesifikasjonen for humankapital ¹									
Land	N	I	O	BNP pr. arbeider	I/Y ²	WAP vekst ³	1	2	3	4	5	6
Albania	1	1	0	7330.62	45.10	0.0072	0.1212	0.1624	0.1587	0.0826	0.1489	0.1151
Algeria	0	0	0	9056.62	11.70	0.0327	0.1411	0.2008	0.1874	0.0951	0.1752	0.1179
Argentina	1	1	0	15439.87	14.30	0.0146	0.1245	0.1616	0.1435	0.1048	0.1424	0.1139
Armenia	1	1	0	7157.39	11.00	-0.0026	0.1249	0.1321	0.1310	0.1102	0.1266	0.1212
Australia	1	1	1	39853.25	29.90	0.0139	0.1637	0.1082	0.1215	0.2486	0.1009	0.0908
Austria	1	1	1	40316.20	23.06	0.0045	0.0886	0.0925	0.0922	0.0851	na	na
Azerbaijan	0	1	0	5516.07	17.00	0.0150	0.1267	0.1449	0.1323	0.1122	0.1254	0.1161
Bahamas	1	0	0	26614.28	18.80	0.0213	0.1328	0.1438	0.1333	0.1322	0.1299	0.1233
Bahrain	0	0	0	25659.92	10.50	0.0318	0.1121	0.1181	0.1180	0.1056	0.1093	0.1020
Bangladesh	1	1	0	3431.42	12.10	0.0269	0.1218	0.2522	0.1637	0.0883	0.2220	0.1140
Barbados	1	0	0	22603.25	4.50	0.0105	0.1272	0.1308	0.1298	0.1234	0.1173	0.1080
Belarus	1	0	0	17653.06	12.90	0.0014	0.1078	0.1206	0.1242	0.0714	0.1100	0.1006
Belgium	1	1	1	38203.13	22.60	0.0016	0.1434	0.0940	0.1528	0.1387	0.0883	0.0868
Belize	1	0	0	11258.36	10.80	0.0356	0.1542	0.2382	0.1718	0.1173	0.1921	0.1364
Benin	1	0	0	2207.55	8.00	0.0350	0.0474	0.1829	0.0633	0.0241	0.1529	0.0329
Bolivia	1	1	0	5062.10	7.80	0.0241	0.1655	0.2123	0.1984	0.1475	0.1782	0.1376
Botswana	1	1	0	11655.92	15.70	0.0281	0.1405	0.1990	0.1609	0.1098	0.1563	0.1138
Brazil	1	1	0	10585.64	13.30	0.0219	0.1566	0.2164	0.1770	0.1309	0.1388	0.1162
Brunei	0	0	0	38293.28	4.67	0.0323	0.1286	0.1551	0.1616	0.1025	na	na
Bulgaria	1	1	0	11097.73	11.80	-0.0056	0.1030	0.1084	0.0915	0.1172	0.0977	0.0916
Burkina Faso	1	0	0	2111.29	8.10	0.0292	0.0266	0.1061	0.0361	0.0121	0.0832	0.0209
Burundi	1	0	0	1274.15	5.94	0.0209	0.0250	0.1747	0.0318	0.0148	0.1296	Na
Cambodia	1	0	0	2266.31	6.40	0.0333	0.0549	0.2911	0.0850	0.0270	0.2081	0.0569
Cameroon	1	1	0	4781.08	4.80	0.0278	0.0826	0.2323	na	na	na	na

Canada	1	1	1	39809.76	27.30	0.0114	0.1064	0.0983	0.0956	0.1172	na	na
Cape Verde	1	0	0	7577.20	14.20	0.0294	0.1583	0.2723	0.2285	0.1214	0.2255	0.1317
Central African Republic	1	0	0	1624.57	5.08	0.0205	0.0233	0.1300	0.0286	0.0156	na	na
Chad	1	0	0	1462.46	38.90	0.0294	0.0316	0.1594	0.0391	0.0202	0.1277	0.0226
Chile	1	1	0	17369.79	23.35	0.0179	0.1124	0.1270	0.1265	0.1051	na	na
China	1	1	0	6561.58	31.85	0.0162	0.0743	0.1217	0.1026	0.0451	na	na
Colombia	1	1	0	8956.67	9.20	0.0233	0.1114	0.1736	0.1230	0.0871	0.1376	0.0870
Comoros	1	0	0	2711.86	10.55	0.0284	0.0750	0.2099	0.0869	0.0586	na	na
Costa Rica	1	1	0	11651.96	11.07	0.0292	0.1111	0.1711	0.1306	0.0820	na	na
Cote d'Ivoire	1	1	0	3633.69	4.20	0.0316	0.0488	0.1409	0.0603	0.0287	0.1100	0.0393
Croatia	1	1	0	14448.19	20.50	-0.0034	0.0943	0.1010	0.1007	0.0884	0.0934	0.0909
Cuba	1	0	0	8651.95	2.80	0.0103	0.0934	0.0999	0.1027	0.0838	0.0965	0.0870
Cyprus	1	0	0	30235.13	13.20	0.0153	0.1176	0.1166	0.1199	0.1153	0.1149	0.1109
Czech Republic	1	1	1	20006.16	22.21	0.0043	0.0941	0.0992	0.0965	0.0917	na	na
Denmark	1	1	1	42155.17	24.00	0.0029	0.1011	0.0811	0.0978	0.1048	0.0794	0.0752
Djibouti	1	0	0	4792.94	2.10	0.0376	0.0350	0.0682	0.0420	0.0247	0.0561	0.0275
Dominican Republic	1	1	0	11494.90	14.70	0.0221	0.1170	0.2131	0.1240	0.1135	0.1652	0.1610
Ecuador	0	1	0	7451.49	19.50	0.0254	0.1064	0.2090	0.1213	0.0911	0.1730	0.0905
Egypt	1	0	0	8011.17	4.50	0.0263	0.1539	0.1780	0.1727	0.1352	0.1671	0.1401
El Salvador	1	1	0	7692.88	8.30	0.0249	0.1053	0.1967	0.1347	0.0742	0.1586	0.0855
Equatorial Guinea	0	0	0	27250.50	13.70	0.0227	0.0584	0.2294	0.0808	0.0247	0.1595	0.0464
Eritrea	1	0	0	1214.32	5.20	0.0272	0.0659	0.1502	0.1007	0.0471	0.1071	0.0508
Estonia	1	1	0	19250.79	18.40	-0.0044	0.1078	0.1129	0.1188	0.0973	0.1063	0.0988
Ethiopia	1	1	0	1374.73	4.50	0.0259	0.0511	0.1467	0.0750	0.0235	0.0851	0.0460
Fiji	1	0	0	7933.11	11.10	0.0141	0.1450	0.1825	0.1692	0.1125	0.1669	0.1320
Finland	1	1	1	35141.04	22.30	0.0025	0.1217	0.0971	0.0954	0.1478	0.0950	0.0898
France	1	1	1	39168.58	24.30	0.0044	0.1124	0.1075	0.1117	0.1133	0.1012	0.0974
Gabon	0	0	0	17250.99	7.11	0.0294	0.0846	0.2188	0.1052	0.0537	0.1296	na
Gambia	1	0	0	1660.76	10.60	0.0361	0.0715	0.1423	0.1074	0.0321	0.1315	0.0686
Georgia	1	1	0	6888.88	7.80	-0.0070	0.1115	0.1253	0.1223	0.0847	0.1228	0.1080

Germany	1	1	1	37672.01	20.07	0.0016	0.0822	0.0816	0.0841	0.0785	na	na
Ghana	1	0	0	2455.52	4.80	0.0303	0.0676	0.1339	0.0973	0.0362	0.1074	0.0574
Greece	1	1	1	22419.83	27.10	0.0074	0.0906	0.0948	0.0919	0.0895	0.0927	0.0801
Guatemala	1	1	0	8388.37	6.50	0.0241	0.1037	0.2468	0.1140	0.0869	0.2029	0.0720
Guinea	1	0	0	5434.72	3.50	0.0267	0.0435	0.1389	0.0523	0.0301	0.1116	0.0376
Guinea-Bissau	1	0	0	1007.85	4.80	0.0262	0.0358	0.1406	0.0444	0.0217	0.0911	0.0175
Guyana	1	0	0	5360.91	18.08	0.0068	0.1559	0.2189	0.2056	0.0858	na	na
Honduras	1	1	0	3930.00	17.20	0.0330	na	0.2189	na	na	0.1809	na
Hong Kong	1	1	0	40232.76	21.70	0.0152	0.0774	0.1028	0.1004	0.0616	0.0872	0.0709
Hungary	1	1	1	18193.01	19.10	-0.0002	0.0970	0.0925	0.0941	0.1000	0.0835	0.0859
Iceland	1	0	1	38610.36	26.20	0.0121	0.1316	0.1158	0.1166	0.1430	0.1136	0.0990
India	1	1	0	4509.48	11.58	0.0218	0.0858	0.1763	0.1147	0.0632	0.1408	na
Indonesia	1	1	0	6586.62	10.60	0.0221	0.1034	0.1943	0.1302	0.0770	0.1583	0.0919
Iran	0	0	0	9958.92	23.10	0.0311	0.1866	0.2189	0.2185	0.1635	0.2055	na
Ireland	1	1	1	39704.71	22.10	0.0143	0.1430	0.1385	0.1345	0.1549	0.1259	0.1117
Israel	1	1	0	30977.66	19.20	0.0275	0.1299	0.1566	0.1057	0.1543	0.1372	0.1240
Italy	1	1	1	34828.14	22.10	0.0002	0.0752	0.0766	0.0828	0.0708	0.0749	0.0692
Jamaica	1	1	0	7730.89	15.10	0.0116	0.1421	0.1584	0.1525	0.1257	0.1502	0.1274
Japan	1	1	1	35669.26	27.60	0.0022	0.0885	0.0872	0.0883	0.0887	0.0867	0.0866
Jordan	1	1	0	7037.10	11.20	0.0458	0.1934	0.2188	0.2039	0.1718	0.2032	0.1798
Kazakhstan	0	1	0	13967.94	9.60	0.0024	0.1414	0.1593	0.1423	0.1390	0.1373	0.1337
Kenya	1	1	0	2167.63	8.60	0.0354	0.0974	0.2462	0.1723	0.0596	0.1708	0.0824
Korea, Republic of	1	1	1	23611.52	33.10	0.0137	0.1018	0.1171	0.1065	0.0975	0.1126	0.0987
Kuwait	0	0	0	28729.76	6.50	0.0290	0.0849	0.0910	0.0854	0.0843	0.0811	0.0737
Kyrgyzstan	1	1	0	5447.11	7.43	0.0165	0.1566	0.1696	0.1600	0.1476	0.1500	na
Laos	1	0	0	2703.25	20.90	0.0271	0.0852	0.2274	0.1056	0.0628	0.1660	0.0685
Latvia	1	1	0	15147.30	16.60	-0.0051	0.1086	0.1091	0.1124	0.1026	na	na
Lebanon	1	1	0	10081.81	12.49	0.0171	0.1694	0.2077	0.1942	0.1444	0.1820	na
Lesotho	0	0	0	3280.23	22.00	0.0156	0.0829	0.3154	0.1029	0.0527	0.2105	0.0540
Liberia	1	0	0	1001.44	3.30	0.0208	0.0713	0.2194	0.0770	0.0650	0.1455	0.0378

Libya	0	na	0	15376.94	6.33	0.0353	0.2104	0.2263	0.2470	0.1781	na	na
Lithuania	1	1	0	15823.55	15.10	-0.0004	0.1146	0.1115	0.1141	0.1163	0.1033	0.1052
Luxembourg	1	0	1	73220.38	22.20	0.0092	0.0781	0.0807	0.0842	0.0732	0.0770	0.0651
Macao	1	0	0	34815.32	9.30	0.0272	0.0967	0.1102	0.1179	0.0751	0.0923	0.0790
Malawi	1	1	0	1424.23	5.10	0.0296	0.0610	0.2589	0.0878	0.0314	na	0.0526
Malaysia	1	1	0	17472.82	19.00	0.0289	0.1246	0.1537	0.1616	0.0939	0.1532	0.1241
Maldives	1	0	0	8867.04	17.00	0.0328	0.1635	0.2435	0.2429	0.0380	0.1992	0.1141
Mali	1	1	0	2105.97	6.31	0.0259	0.0432	0.1313	0.0561	0.0290	0.1001	na
Malta	1	0	0	28284.84	14.80	0.0086	0.0996	0.1088	0.1080	0.0794	0.1000	0.0911
Mauritania	1	0	0	2824.60	6.80	0.0265	0.0456	0.1774	0.0517	0.0389	0.1359	0.0316
Mauritius	1	0	0	23041.90	12.30	0.0143	0.1065	0.1307	0.1231	0.0929	0.1209	0.0930
Mexico	1	1	1	12984.09	17.60	0.0252	0.1341	0.1857	0.1767	0.0891	0.1661	0.1062
Mongolia	1	0	0	2578.56	20.20	0.0237	0.1547	0.1875	0.1659	0.1314	0.1469	0.1431
Morocco	1	1	0	6684.50	11.00	0.0257	0.0788	0.1889	0.1035	0.0544	0.1544	0.0626
Mozambique	1	0	0	2440.28	5.70	0.0198	0.0207	0.2056	0.0293	0.0067	0.1380	0.0105
Namibia	1	0	0	9445.93	7.60	0.0353	0.1168	0.2026	0.1493	0.0610	0.1479	0.0753
Nepal	1	0	0	2563.20	18.08	0.0253	0.0747	0.1961	0.1030	0.0513	0.1364	na
Netherlands	1	1	1	38784.85	20.30	0.0058	0.1047	0.0927	0.1149	0.0942	0.0852	0.0764
Netherlands Antilles	1	0	0	25180.64	16.00	0.0023	0.1332	0.1935	0.1786	0.1089	na	0.1183
New Zealand	1	1	1	32247.34	27.30	0.0120	0.1271	0.1092	0.1150	0.1434	0.1061	0.0973
Nicaragua	1	1	0	5714.64	13.00	0.0292	0.1409	0.2460	0.1613	0.1090	0.1930	0.0901
Niger	1	0	0	1428.71	11.00	0.0327	0.0125	0.0782	0.0176	0.0047	0.0687	0.0107
Nigeria	0	1	0	2205.22	4.50	0.0268	na	0.2345	na	na	0.1547	na
Norway	0	1	1	51940.80	22.20	0.0061	0.1043	0.0911	0.0920	0.1174	0.0911	0.0874
Oman	0	0	0	29877.82	6.70	0.0363	0.1490	0.1563	0.1603	0.1372	0.1392	0.1283
Pakistan	1	1	0	4421.22	10.40	0.0282	0.0475	0.1478	0.0553	0.0264	0.1153	na
Panama	1	1	0	12041.65	13.60	0.0252	0.1038	0.1650	0.1264	0.0807	0.1448	0.0928
Papua New Guinea	1	0	0	7311.99	7.99	0.0263	0.0462	0.1351	0.0620	0.0110	na	na
Paraguay	1	1	0	8405.62	7.86	0.0312	0.1164	0.1961	0.1381	0.0936	na	na
Peru	1	1	0	7179.66	15.30	0.0238	0.1569	0.2002	0.1775	0.1248	0.1682	0.1185

Philippines	1	1	0	6304.77	13.00	0.0268	0.1500	0.2011	0.1604	0.1173	0.1676	0.1058
Poland	1	1	1	12729.75	18.90	0.0055	0.1311	0.1248	0.1215	0.1397	0.1228	0.1147
Portugal	1	1	1	26017.45	22.40	0.0047	0.1080	0.1173	0.1170	0.0998	na	0.0815
Qatar	0	0	0	48715.71	18.60	0.0460	0.0909	0.1039	0.0970	0.0843	0.0926	0.0797
Romania	1	1	0	8565.46	12.30	0.0009	0.0925	0.1087	0.1028	0.0826	0.0976	0.0879
Russia	0	1	0	15382.10	8.71	0.0025	0.1091	0.1380	0.1061	0.1157	0.1046	na
Rwanda	1	0	0	1916.48	3.69	0.0255	0.0310	0.2505	0.0384	0.0229	0.1780	na
Samoa	1	0	0	5953.03	21.90	0.0055	0.1576	0.1989	0.1883	0.1441	0.1777	0.1290
Sao Tome and Principe	1	0	0	2845.32	21.00	0.0271	0.0662	0.2446	0.1033	0.0425	0.1831	0.0483
Saudi Arabia	0	0	0	25767.96	9.40	0.0378	0.1386	0.1412	0.1375	0.1398	0.1212	0.1042
Senegal	1	1	0	2421.39	9.10	0.0300	0.0324	0.1355	0.0418	0.0183	0.1162	na
Sierra Leone	1	0	0	1433.76	2.34	0.0190	0.0591	0.1780	0.0603	0.0578	na	na
Slovak Republic	1	1	1	14795.61	19.55	0.0071	0.1089	0.1191	0.1160	0.1008	na	na
Slovenia	1	1	0	26533.34	30.40	0.0040	0.1123	0.1118	0.1021	0.1212	0.0968	0.0957
Solomon Islands	1	0	0	3359.43	7.80	0.0357	0.0576	0.1853	0.0950	0.0285	0.1235	0.0514
South Africa	1	1	0	12964.44	8.60	0.0257	0.1557	0.1808	0.1628	0.1509	0.1528	0.1061
Spain	1	1	1	29331.07	27.60	0.0090	0.1088	0.1003	0.1095	0.1076	0.0929	0.0886
Sri Lanka	1	1	0	6160.49	10.75	0.0170	0.1153	0.1448	0.1398	0.0920	0.1404	na
St. Lucia	1	0	0	10345.03	11.60	0.0230	0.1371	0.1745	0.1469	0.1220	0.1597	0.1212
St. Vincent & Grenadines	1	0	0	12380.52	9.00	0.0151	0.1106	0.1718	0.1319	0.0788	0.1440	0.0933
Sudan	1	0	0	2156.42	11.50	0.0265	0.0588	0.1030	0.0828	0.0420	0.0771	na
Suriname	0	0	0	9212.18	26.70	0.0131	0.1388	0.2272	0.1553	0.1078	0.1753	0.1198
Swaziland	1	0	0	17578.65	6.70	0.0344	0.0845	0.2030	0.1014	0.0582	0.1547	0.0584
Sweden	1	1	1	39621.40	19.20	0.0042	0.1204	0.0959	0.0978	0.1453	0.0874	0.0864
Switzerland	1	1	1	42040.86	25.80	0.0065	0.0769	0.0849	0.0909	0.0661	0.0780	0.0683
Syria	0	1	0	3294.61	7.40	0.0396	0.1233	0.2542	0.1618	0.0598	0.1967	0.1127
Tajikistan	1	0	0	3530.07	5.50	0.0214	0.1653	0.2038	0.1891	0.0990	0.1967	0.1604
Thailand	1	1	0	10150.90	20.87	0.0192	0.0806	0.1215	0.0957	0.0656	na	na
Togo	1	0	0	1279.49	9.40	0.0335	0.0670	0.1821	0.0920	0.0301	0.1369	na
Tonga	1	0	0	6378.13	10.30	0.0076	0.1546	0.1670	0.1482	0.1767	0.1345	0.1001

Trinidad & Tobago	0	1	0	16556.93	15.10	0.0132	0.1344	0.1640	0.1441	0.1213	0.1484	0.1175
Tunisia	1	1	0	11092.84	11.60	0.0265	0.1323	0.1900	0.1677	0.1058	0.1670	0.1116
Turkey	1	1	1	8459.78	21.11	0.0258	0.1365	0.1516	0.1454	0.1307	0.1432	na
Uganda	1	0	0	2214.20	3.30	0.0314	0.0418	0.2985	0.0509	0.0214	na	0.0339
Ukraine	1	1	0	8531.29	8.80	-0.0020	0.1080	0.1340	0.1046	0.1157	0.0998	0.0943
United Arab Emirates	0	0	0	26339.18	19.40	0.0663	0.0661	0.0807	0.0703	0.0599	0.0692	0.0596
United Kingdom	1	1	1	38470.54	19.50	0.0032	0.0961	0.0949	0.0943	0.0974	0.0941	0.0899
United States	1	1	1	51652.81	23.30	0.0110	0.1012	0.1068	0.1092	0.0932	0.1006	0.0950
Uruguay	1	1	0	14025.52	11.47	0.0071	0.1318	0.1332	0.1384	0.1250	na	na
Uzbekistan	1	0	0	6086.80	6.14	0.0250	0.1756	0.1850	0.1809	0.1611	na	na
Vanuatu	1	0	0	4506.31	12.90	0.0277	0.0777	0.2411	0.0874	0.0631	0.1918	0.0738
Venezuela	0	1	0	10243.26	11.20	0.0265	0.1136	0.1722	0.1352	0.0803	0.1505	0.0963
Vietnam	1	1	0	3783.17	17.50	0.0258	0.1268	0.1765	0.1516	0.0916	0.1641	0.1144
Yemen	0	0	0	2128.02	4.30	0.0416	0.1213	0.2209	0.1374	0.1035	0.1900	0.0876
Zambia	1	1	0	1617.37	16.00	0.0264	0.0560	0.1665	0.0818	0.0373	0.1386	0.0457
Zimbabwe	1	1	0	4678.44	12.00	0.0276	0.0807	0.2131	0.1213	0.0599	0.1817	0.0752

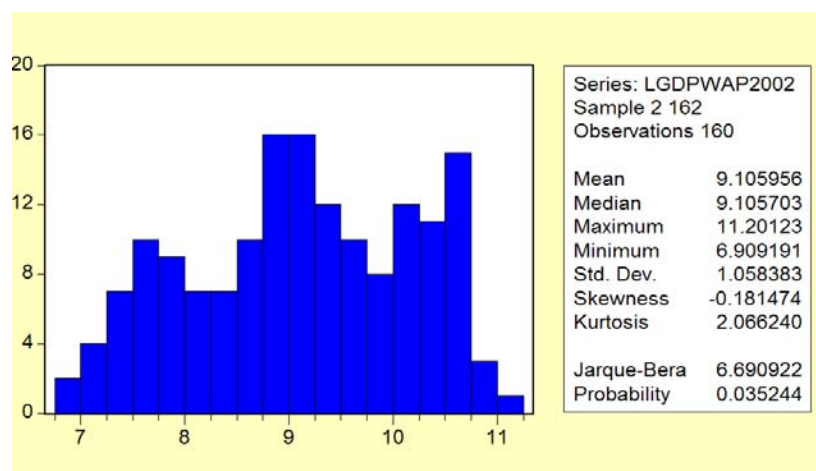
Merk: ¹ Nummereringen av humankapital målingen har følgende betydning: **1** er ungdomsskoletrinnet + videregående skole (som i Mankiw, Romer og Weil (1992)), **2** er barneskoletrinnet, **3** er kun ungdomsskole trinnet, **4** er kun videregående skole, **5** er barneskoletrinnet hvor kun elever i rett skolealder er medregnet, og **6** er ungdomsskoletrinnet + videregående skole hvor bare elever i rett skolealder er inkludert. Her er antall desimaler forkortet i forhold til hva som ble tatt i bruk i analysen.

² I/Y er en betegnelse for investeringsandelen av BNP, i oppgaven brukt som mål for spareraten.

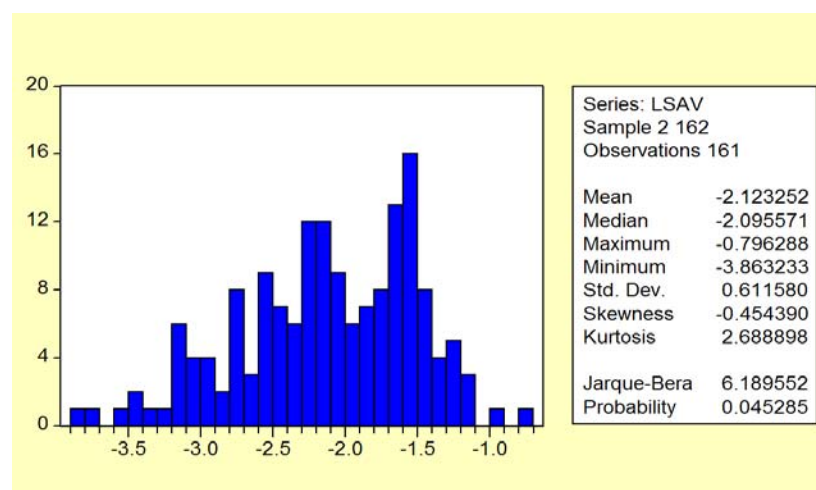
³ "WAP vekst" er veksten i befolkningen i arbeidsalder det vil si mellom 15-64 år. I denne kolonnen er også antall desimaler forkortet i forhold til det som ble brukt i analysen.

Appendiks B: Deskriptiv statistikk

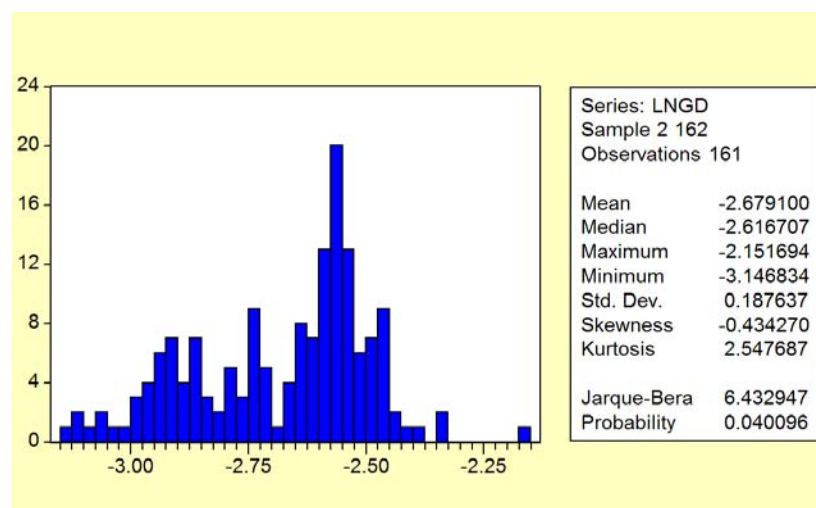
Bruttonasjonalprodukt pr. arbeider i arbeidsalder i år 2002 (lgdpwap2002)



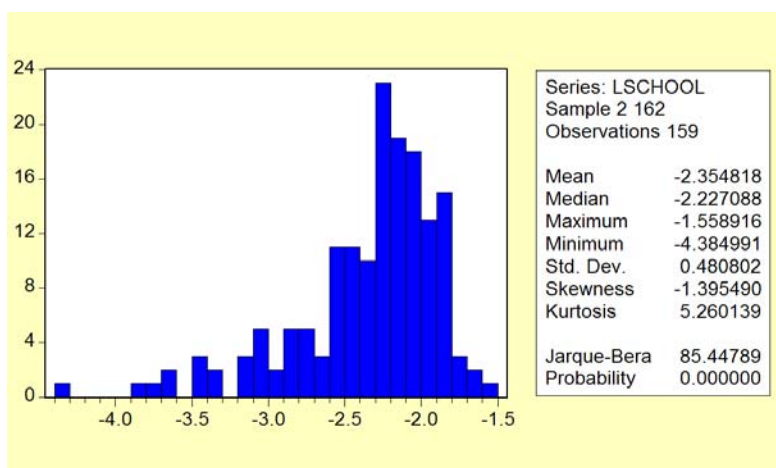
Sparerate (lsav)



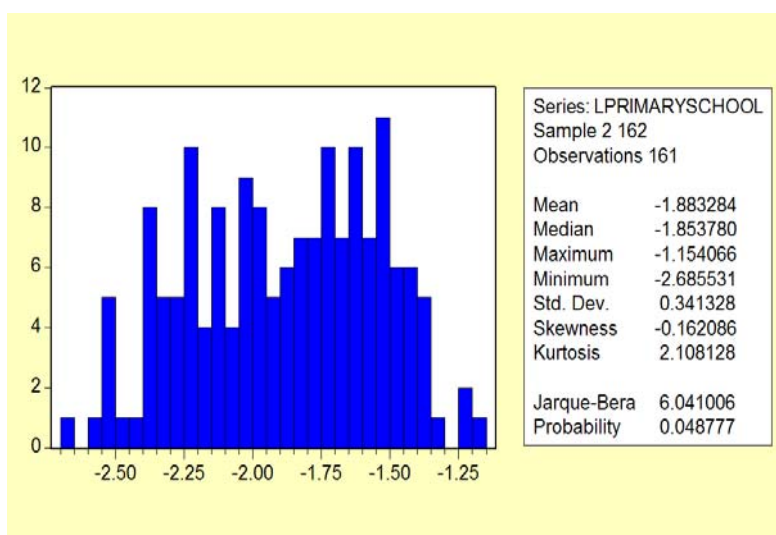
Befolkningsvekst inkludert en eksogen teknologivekst og depresiering (lngd)



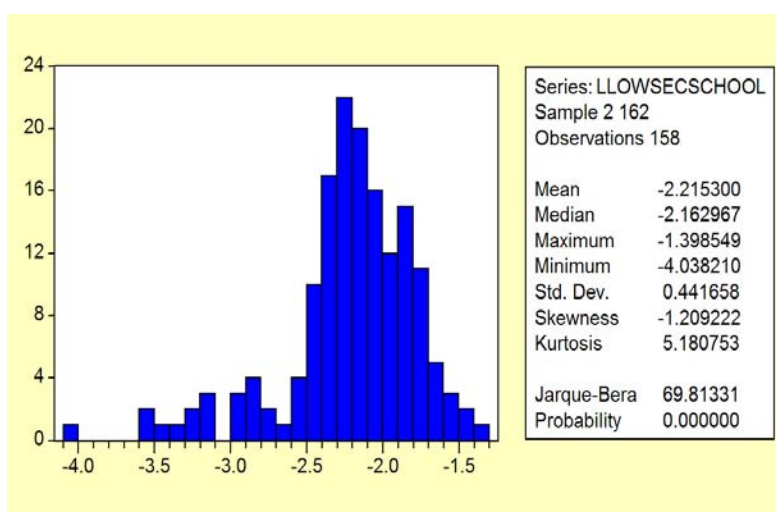
Humankapital målt som investeringer i ungdomsskoletrinnet og videregående skole (lschool)



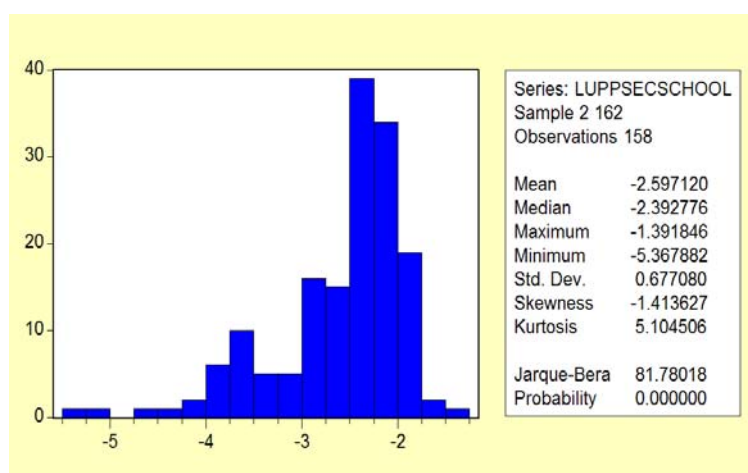
Humankapital målt som investeringer i barneskoletrinnet (lprimary)



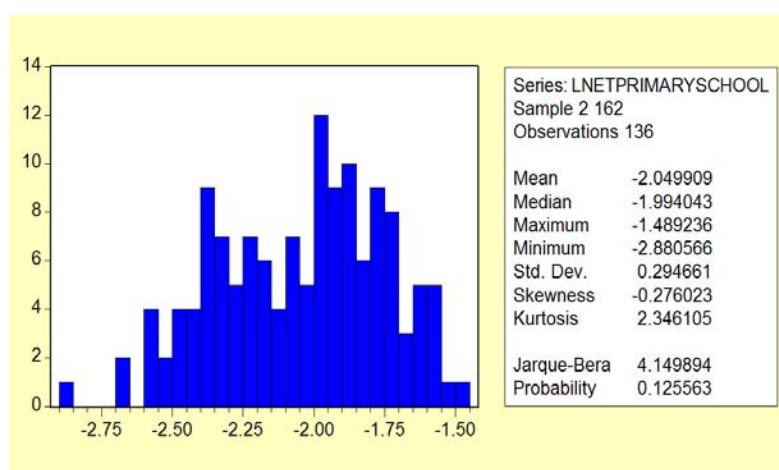
Humankapital målt som investeringer i ungdomsskoletrinnet (llower)



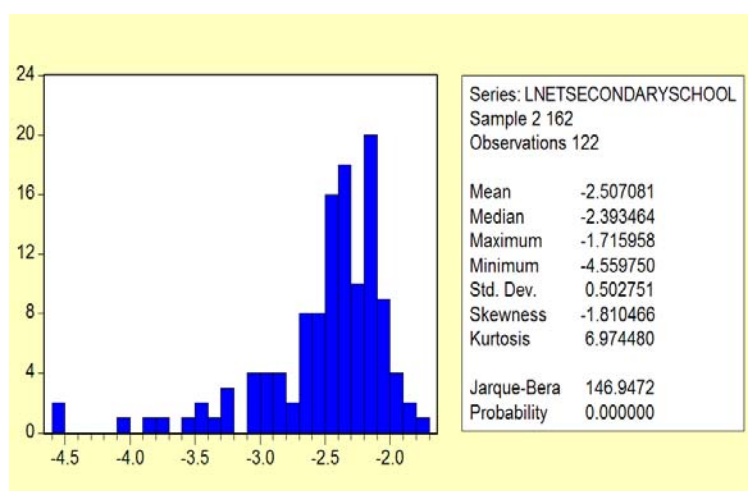
Humankapital målt som investeringer i videregående skole (lupper)



Humankapital målt som investeringer i nettobarneskoletrinnet (lnetprimary)

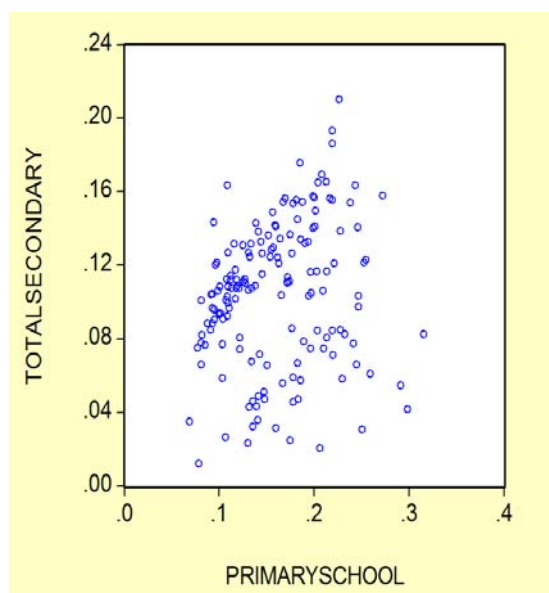


Humankapital målt som investeringer i netto ungdomskole og netto videregående skole (lnetsecondary)



Appendiks C: Korrelasjonsplot

Korrelasjonen mellom barneskolettrinnet og ungdomskolettrinnet i tillegg til videregående skole (alle observasjoner inkludert)



Korrelasjonen mellom ungdomskolettrinnet og videregående skole (alle observasjoner inkludert)

